

TAMPEREEN YLIOPISTO

Johtamiskorkeakoulu

Kotitalouksien finanssi- ja asuntovarallisuuden vaikutukset yksityiseen kulutukseen Euroopassa 2000–2015

Taloustiede

Pro gradu -tutkielma

Kevät 2017

Ohjaaja: Jani-Petri Laamanen

Antti En

Tiivistelmä

TAMPEREEN YLIOPISTO

Johtamiskorkeakoulu, Taloustiede

ANTTI EN: Kotitalouksien finanssi- ja asuntovarallisuuden vaikutukset yksityiseen kulutukseen Euroopassa 2000–2015

Pro gradu -tutkielma: 119 sivua, 2 liitesivua

Kevät 2017

Avainsanat: asuntovarallisuus, Eurooppa, finanssivarallisuus, jousto, kotitaloudet, kulutus, kulutusvaikutus, nettovarallisuus, rajakulutusalttius, varallisuus, varallisuusjousto, velat

Tämän tutkimuksen aiheena on kotitalouksien varallisuuden vaikutus yksityiseen kulutukseen. Keskeisenä tutkimuskysymyksenä on, miten kotitalouksien finanssi- ja asuntovarallisuus ovat vaikuttaneet kotitalouksien vuotuisen kulutukseen Euroopassa 2000–2015. Kotitalouksien varallisuuden vaikutusta kotitalouksien kulutukseen selvitetään tutkielmassa teorian, aiempien empiiristen tutkimusten, kuvailevan analyysin ja aineistolla tehtävien estimointien avulla.

Tutkimuksessa luodaan katsaus teoriaan, josta empiiriset mallit ovat johdettavissa. Kirjallisuuden avulla esitetään aiemmista tutkimuksista päätelty arvio varallisuuden vaikutuksesta kotitalouksien kulutukseen. Tutkielman empiirisessä osiossa estimoinnit tehdään monella eri paneelimalleille mahdollisella mallispesifikaatiolla, käyttäen Eurostatin tietoja 20 Euroopan maasta.

Tutkielmassa sekä asunto- että finanssivarallisuudelle löydetään tilastollisesti merkitsevä positiivinen vaikutus kotitalouksien kulutukseen. Kotitalouksien vuotuisen kulutuksen kasvuksi, asuntovarallisuuden kasvaessa euron, saadaan kaikilla malleilla 0–12 senttiä. Finanssivarallisuuden vaikutus yksityiseen kulutukseen on lähes kaikissa malleissa asuntovarallisuuden vaikutusta pienempi. Luotettavimmiksi arvioidut mallit tukevat asuntovarallisuudelle noin 5–7 sentin ja finanssivarallisuudelle noin 1–3 sentin rajakulutusalttiuksia. Asuntovarallisuuden vaikutuksen kulutukseen havaitaan olevan aavistuksen aiemmissa tutkimuksissa arvioitua voimakkaampi jo lyhyellä aikavälillä. Väestön keskimääräisellä ikääntymisellä ja aggregaattikulutusfunktion muodolla arvioidaan olevan mahdollisesti vaikutusta saatuihin estimointituloksiin.

Sisällys

1.	Johdanto	1
2.	Teoria	4
2.1.	Nettovarallisuus ja inhimillinen pääoma	4
2.2.	Nettovarallisuuden dynamiikka	6
2.3.	Elinkaarihypoteesi	9
2.4.	Varallisuuteen kohdistuvan riskin jakaminen ja aggregaattikulutusfunktion muoto.....	11
2.5.	Kotitalouksien nettovarallisuuden vaikutus kotitalouksien kulutukseen.....	13
3.	Aiemmat empiiriset tutkimukset.....	16
3.1.	Mikrotason aineistoilla estimoidut rajakulutusalttiudet.....	18
3.2.	Mikrotason aineistoilla estimoidut joustot.....	21
3.3.	Makrotason aineistoilla estimoidut rajakulutusalttiudet	24
3.4.	Makrotason aineistoilla estimoidut joustot	27
4.	Tutkimusaineisto ja kuvaileva analyysi	33
4.1.	Tutkimusaineistossa käytettävien muuttujien tunnusluvut ja aggregaattitasen muuttujien kehitys 2000–2015	34
4.2.	Kuvaileva analyysi 2000–2015 aikasarjoista.....	38
4.2.1.	Kotitalouksien asuntovarallisuus, finanssivarallisuus ja velkaantuneisuus eri Euroopan maissa 2000–2015	39
4.2.2.	Kotitalouksien asunto- ja finanssivarallisuuksien suhde nettovarallisuuteen eri Euroopan maissa 2000–2015	43
4.2.3.	Kotitalouksien kulutus ja tulokehitys eri Euroopan maissa 2000–2015	48
5.	Empiirinen lähestymistapa.....	52
5.1.	Estimoitavat yhtälöt	53
5.1.1.	Asunto- ja finanssivarallisuushokkien vaikutus kotitalouksien kulutukseen	53
5.1.2.	Kotitalouksien kulutuksen varallisuusjoustojen estimointi tasomuodon yhtälöillä	56
5.1.3.	Prais–Winsten-estimoitavat yhtälöt kulutuksen varallisuusjoustoille.....	58
5.1.4.	Differenssimuodon estimointiyhtälöt kotitalouksien kulutuksen varallisuusjoustoille ..	62

5.1.5. Kotitalouksien rajakulutusalttiuksien estimointi.....	63
5.2. Käytettävät estimointimenetelmät	66
6. Tulokset.....	69
6.1. Asunto- ja finanssivarallisuushokkien vaikutus kotitalouksien kulutukseen Euroopassa 2007–2009	69
6.2. Kotitalouksien kulutuksen varallisuusjoustot Euroopassa 2000–2015.....	74
6.2.1. Tasomuodon estimoinnit kotitalouksien kulutuksen varallisuusjoustoille	75
6.2.2. Differenssimuodon estimoinnit kotitalouksien kulutuksen varallisuusjoustoille.....	85
6.3. Kotitalouksien rajakulutusalttiudet Euroopassa 2000–2015.....	91
6.3.1. Rajakulutusalttiuksien estimointi tasomuodon malleilla	92
6.3.2. Rajakulutusalttiuksien estimointi differenssimuodon malleilla	99
6.4. Potentiaaliset estimointituloksia selittävät tekijät.....	103
7. Johtopäätökset.....	110
Lähteet.....	113
Liitteet	120
Liite 1. OECD:n vertailuaineiston lähteet.....	120
Liite 2. Aineiston muuttujien lähdetiedot	121

1. Johdanto

Yksityinen kulutus on tunnetusti keskeinen bruttokansantuotteen kysyntäkomponentti, ja talouden kasvua sekä suhdannevaihteluja ohjaava tekijä. Yksityiseen kulutukseen vaikuttavia tekijöitä onkin välttämätöntä ymmärtää, mikäli talouskasvun ja suhdannevaihteluiden vaikutuksia taloudessa halutaan yrittää arvioida tai ennustaa. Kotitaloudet pyrkivät suhteuttamaan kulutuksensa paitsi käytettävissä oleviin tuloihinsa myös varallisuuteensa nähden sopivaksi. Kotitalouksien varallisuuden vaikutus yksityiseen kulutukseen on keskeinen vaikutusmekanismi taloudessa, minkä vuoksi varallisuuden kulutusvaikutuksen selvittäminen on tärkeä tutkimusalue.

Finanssikriisistä huolimatta sekä kotitalouksien asunto- että finanssivarallisuus ovat kasvaneet Euroopassa tällä vuosituhannella huomattavasti kotitalouksien kulutusta ja bruttokansantuotetta nopeammin. Kaikkein vauraimmissa Länsi-Euroopan valtioissa kotitalouksien finanssivarallisuus on kotitalouksien vuotuisen kulutukseen nähden keskimäärin noin kuusinkertainen ja asuntovarallisuuskin lähes kolminkertainen. (Eurostat 2016a; Eurostat 2016b; Eurostat 2016c; Eurostat 2016d). Muutokset kotitalouksien varallisuusarvoissa ovatkin euromääräisesti valtavia, ja voivat siten voimistaa merkittävässä määrin suhdannevaihteluja. Tutkielman keskeinen tutkimuskysymys onkin selvittää, miten muutokset kotitalouksien finanssi- ja asuntovarallisuudessa ovat vaikuttaneet kotitalouksien kulutukseen Euroopassa vuosien 2000 ja 2015 välisenä aikana.

Aihetta on käsitelty melko paljon, mutta aiemmat aihetta käsittelevät tutkimukset ovat olleet voimakkaasti joko teoreettisesti tai empiirisesti painottuneita. Tutkielmalle on olemassa tarve, sillä aihetta käsittelevää teoriaa ja aiemmista tutkimuksista saatuja tuloksia ei ole kovinkaan kattavasti koottu aiemmin yhdelle tutkimuspaperille. Tämän tutkimuksen tavoitteena on yhdistää aiempia empiirisiä tutkimuksia laajempi teoreettinen viitekehys ja kirjallisuuskatsaus kattavaan empiiriseen tarkasteluun. Tutkielman keskeisenä tarkoituksena on ymmärtää käsiteltävä ilmiö entistä paremmin ja muodostaa aiempaa yhtenäisempi käsitys kotitalouksien varallisuuden vaikutuksesta kulutukseen. Tutkielman empiirisessä tarkastelussa käytetään maataso paneeliaineistoa. Mikrotason aineistoja ei tutkielmassa käytetä, sillä soveltuvien mikrotason aineistojen hankkimista ei työn tarkoitus ja aikataulu huomioon ottaen pidetty vaivanarvoisena.

Tutkielma etenee siten, että tutkielman toisessa luvussa esitellään aihetta käsittelevää teoriaa. Teoriaosiossa on pyritty ennen kaikkea selkeyteen ja johdonmukaisuuteen, mistä johtuen

merkintätavat saattavat paikoitellen poiketa lähdeaineistona käytetyn kirjallisuuden merkintätavoista. Tutkielman kolmannessa luvussa tehdään kirjallisuuskatsaus aiemmista aihetta käsittelevistä empiirisistä tutkimuksista. Kirjallisuuskatsauksessa on pyritty mahdollisimman suureen kattavuuteen.

Aineistona tutkimuksessa käytetään Euroopan Unionin tilastoviranomaisen Eurostatin internet-sivuilta saatavia tietoja keskeisistä muuttujista. Aineisto on kerätty 20 Euroopan maan tiedoista ja koostettu paneeliaineistoksi. Aineisto on esitetty tarkemmin neljännessä luvussa, jossa myös havainnollistetaan tutkimuksessa käytettävien keskeisten muuttujien historiallista kehitystä tarkasteltavalla ajanjaksolla 2000–2015. Muuttujien perusteella tehtävän kuvailevan analyysin katsotaan tuovan aiheen ymmärryksen kannalta keskeistä lisäarvoa tutkimukseen.

Viidennessä luvussa esitellään tutkimuksessa käytettävä empiirinen lähestymistapa sekä estimoinneissa käytettävät mallit. Estimoinneista saatavat tulokset käsitellään tämän jälkeen luvussa 6. Estimoinnit noudattelevat pitkälti Mianin, Raon ja Sufin (2013) sekä Casen, Quigleyn ja Shillerin (2013) menettelytapoja, mutta näiden lisäksi estimoinnit tehdään muutamilla täydentävillä mallispesifikaatioilla. Lukuisien mallien käyttö paljastaa tutkimustulosten vaihtelevan suuresti käytettävästä mallista riippuen. Tästä havainnosta voi olla hyötyä jatkotutkimuksia ajatellen, minkä vuoksi estimointimallien valintaan esitetäänkin muutamia ehdotuksia luvussa 6.

Tutkielman empiirisessä osiossa tutkitaan, voiko finanssi- ja asuntovarallisuuden tasoilla sekä muutoksilla selittää kotitalouksien kulutuksen tasoja sekä muutoksia. Empiirisen osion poikkileikkaustarkasteluissa havaitaan, että kotitalouksien kulutus on vaihdellut finanssikriisin aikana hieman vähemmän yhdessä finanssivarallisuuden kuin asuntovarallisuuden kanssa. Tämä havainto voi viitata siihen, että kotitaloudet ovat mahdollisesti suojanneet kulutuksensa paremmin finanssivarallisuuden kuin asuntovarallisuuden muutoksia vastaan.

Tutkimuksen keskeisenä tuloksena löydetään, että niin asunto- kuin finanssivarallisuudella on ollut tilastollisesti merkitsevä vaikutus yksityiseen kulutukseen sekä lyhyellä että pitkällä aikavälillä. Asuntovarallisuudella havaitaan olevan jonkin verran finanssivarallisuutta suurempi vaikutus kotitalouksien kulutukseen. Tutkimustulokset vastaavat hyvin aiemmista tutkimuksista saatuja tuloksia, mutta eri malleilla saatavat tulokset vaihtelevat melko paljon. Luotettavimmiksi arvioidut mallit tukevat tilastollisesti merkitsevää noin 5–7 sentin kotitalouksien kulutuksen kasvua asuntovarallisuuden kasvaessa euron ja tilastollisesti merkitsevää 1–3 sentin kulutuksen kasvua

finanssivarallisuuden kasvaessa euron. Asuntovarallisuudelle estimoitujen vaikutusten havaitaan olevan voimakkaita ja tilastollisesti merkitseviä jo lyhyttä aikaväliä kuvaavissa differenssimuodon estimoinneissa. Tämä tulos tukee Mianin ja Sufin (2011, 2155) esittämää näkemystä, että asuminen ja kotitalouksien velkaantuminen näyttelevät merkittävää roolia lyhyen aikavälin makrotaloudellisten vaihteluiden taustalla.

2. Teoria

Tässä luvussa esiteltävä teoria perustuu oletukseen edustavasta agentista, jonka käyttäytymistä koskevat oletukset on laajennettu käsittämään koko taloutta. Keskeinen työssä tehtävä oletus on, että asuntovarallisuus ja finanssivarallisuus sisältyvät agentin budjettirajoitteeseen. Koko talouden tasolle aggregoitu budjettirajoite muodostuu yli ajan vaihtelevasta agenttien nettovarallisuudesta (*net wealth* tai *net worth*), joka ajatellaan varallisuuden (*wealth*) ja velkojen (*debt*) erotukseksi. Varallisuus¹ koostuu inhimillisestä pääomasta (*human capital*) sekä ei-inhimillisistä omaisuuseristä (*assets*), joista osa on agenttien asuntovarallisuutta ja osa finanssivarallisuutta.

Vaihtoehtoinen ja kompleksisempi teoreettinen tapa lähestyä asiaa olisi sisällyttää asuminen budjettirajoitteen lisäksi myös agenttien hyötyfunktioon. Mallia, jossa asuminen on sekä agentin budjettirajoitteessa että hyötyfunktiossa, käytetään havainnollistamaan asumisen duaaliroolia sekä sijoituksena että kulutushyödykkeenä. Muun muassa Henderson ja Ioannides (1983) käyttivät tämän kaltaista mallia ymmärtääkseen kuluttajan käyttäytymistä sekä kuluttajien valintaa vuokra- ja omistusasumisen välillä. Tässä työssä agentin hyötyfunktioista ei kuitenkaan tehdä oletuksia, joten myöskään asumisen sisällyttämistä agentin hyötyfunktioon ei nähdä tarpeellisenä. Yksittäisten agenttien sijaan työssä puhutaan jatkossa kotitalouksista.

2.1. Nettovarallisuus ja inhimillinen pääoma

Kirjallisuudessa on useita menettelytapoja nettovarallisuuden ja varallisuuden määrittelemiseksi. Näistä menettelytavoista esitellään muutamia tässä luvussa. Keskeinen tulkinnanvaraisuutta aiheuttava komponentti on inhimillinen pääoma, joka ei ole sellaisenaan havaittavissa. On kuitenkin mahdollista sisällyttää inhimillisen pääoman komponentti mukaan analyysiin muutamilla erilaisilla menettelytavoilla, joita esitellään seuraavaksi.

Kotitalouksien nettovarallisuus sekä bruttovarallisuus voidaan jakaa varallisuuseriin. Eräs paljon käytetty tapa on jakaa kotitalouksien bruttovarallisuus finanssivarallisuuteen F_t , inhimilliseen pääomaan L_t sekä asuntovarallisuuteen H_t seuraavasti

¹ Varallisuutta kutsutaan toisinaan myös kokonaisvarallisuudeksi tai bruttovarallisuudeksi.

$$W_t = F_t + L_t + H_t. \quad (1)$$

Koska inhimillinen pääoma ei ole havaittavissa, oletetaan kirjallisuudessa tyypillisesti, että pysyvä inhimillinen pääoma on verrannollinen tämänhetkiseen työtuloon. (Kishor 2007, 430.) Vähennettäessä kotitalouksien bruttovarallisuudesta edelleen kotitalouksien velat D_t , voidaan nettovarallisuudeksi johtaa

$$NW_t = F_t + L_t + H_t - D_t. \quad (2)$$

Selättääkseen havaitsemattoman inhimillisen pääoman esteen, oletetaan inhimillisen pääoman ei-stationaarisen komponentin L_t olevan hyvin kuvattavissa aggregaattityötuloilla Y_t , siten että $l_t = \kappa + y_t + z_t$, jossa κ on vakio ja z_t on stationaarinen satunnaismuuttuja odotusarvolla 0.² Tämä oletus voidaan päätellä muutamien erilaisten määritelmien avulla, jotka linkittävät työtulot ja inhimillisestä pääomasta saatavat tuotot. Ensinnäkin, tämänhetkinen työtulo voidaan kuvata inhimillisen pääoman annuiteettiarvona, $Y_t = R_{l,t+1}L_t$, jossa $R_{l,t+1}$ on inhimillisestä pääomasta saatava nettotuotto. Edellä esitetyn kaltainen määritelmä ei aseta rajoitteita odotettujen tai toteutuneiden työtulojen funktionaaliselle muodolle, ja se ei myöskään tee oletuksia inhimillisen pääoman tuoton ja muiden varallisuuserien tuottojen välille. Vaihtoehtoisesti voisi määritellä ”Gordonin kasvumallin” inhimilliselle pääomalle olettamalla, että odotetut tuotot inhimilliselle pääomalle ovat vakioita ja työtulot ovat seurausta satunnaiskulusta, missä tapauksessa z_t on vakio ja yhtä suuri kuin $\log(R_h)$. Kolmanneksi, aggregaattityötulot voidaan ajatella osinkoina inhimilliselle pääomalle, kuten esimerkiksi Campbell (1996, 308). Tässä tapauksessa inhimillisen pääoman tuotto määritellään siten, että $R_{h,t+1} = (L_{t+1} + Y_{t+1})/L_t$. Jokaisessa edellä mainituista kolmesta määritelmästä aggregaattityötulojen logaritmi kaappaa inhimillisen pääoman ei-stationaarisen komponentin. (Lettau & Ludvigson 2001, 819–820.)

Lettaun ja Ludvigsonin (2001, 819–820) esittämien vaihtoehtoisten teoreettisten määritelmien keskeinen pyrkimys on todistaa, että inhimillisen pääoman arvo on jossain määrin arvioitavissa työtulojen avulla. Toisinaan voi kuitenkin olla perusteltua jättää inhimillinen pääoma pois, ja käsitellä ainoastaan ei-inhimillisiä omaisuuseriä analyysissä. Muun muassa Mian ym. (2013, 1697) ovat jättäneet inhimillisen pääoman pois nettovarallisuuden määritelmästä ja jakaneet

² Pienillä kirjaimilla on tässä määritelty logaritmoidut muuttujat. Eli $l_t = \log(L_t)$ ja $y_t = \log(Y_t)$.

nettovarallisuuden finanssivarallisuuteen³, asuntovarallisuuteen sekä kotitalouksien velkoihin. Mianin ym. (2013, 1697) yhtälö voidaan siis esittää muodossa

$$NW_t = F_t + H_t - D_t. \quad (3)$$

Kuten edellä nähdään, on nettovarallisuus määriteltävissä eri tavoin. Tarvittaessa nettovarallisuus voitaisiin jakaa yhä useampiin komponentteihin, mutta tyypillisesti asunto- ja finanssivarallisuus muodostavat pääosan yksityisestä ei-inhimillisestä nettovarallisuudesta. Inhimillisen pääoman ei-havaittavissa oleva luonne saa aikaan tulkinnanvaraisuutta, joka tutkijan on ratkaistava. Estimoitaessa varallisuuden vaikutusta kulutukseen on perusteltua olettaa inhimillisen pääoman tuottamat tulevaisuuden työtulot estimointiyhtälöön, sillä suuri osa kulutuksesta selittyy tyypillisesti nimenomaan työtuloilla.

Varallisuuden vaikutusta kotitalouksien kulutukseen käsitellään lisää luvuissa 2.3. ja 2.5.. Tässä luvussa esitellyistä kaavoista (2) ja (3) on kuitenkin nähtävissä asuntovarallisuuden sekä finanssivarallisuuden merkittävä rooli osana kotitalouksien nettovarallisuutta. Tästä seuraa looginen päätelmä, jonka mukaan asuntojen sekä finanssituotteiden hintojen vaihdellessa asunto- sekä finanssivarallisuuden arvot vaihtelevat, mikä aiheuttaa vaihtelua edelleen kotitalouksien nettovarallisuuteen.

2.2. Nettovarallisuuden dynamiikka

Vaikka tässä tutkielmassa ei erityisesti tutkita varallisuudelle saatavaa tuottoa tai nettovarallisuuden kasautumista, voi nettovarallisuuden dynamiikan ymmärryksen nähdä tutkielman kannalta tärkeänä. Tutkittaessa kotitalouksien asunto- ja finanssivarallisuuden vaikutusta kotitalouksien kulutukseen, voi kotitalouksien kulutuksen muutosten ajatella pohjimmiltaan aiheutuvan juuri nettovarallisuuden dynamiikasta. Varallisuuden kasautumista käsittelevästä kirjallisuudesta merkittävä osuus käsittelee bruttovarallisuuden kasautumista, mutta tässä luvussa päähuomio keskitetään nettovarallisuuden kasautumiseen. Myöhemmin luvuissa 2.3. ja 2.5. keskustellaan nettovarallisuuden vaikutuksesta kotitalouksien kulutukseen. Näin ollen on yhdenmukaisempaa puhua myös tässä yhteydessä nettovarallisuuden kasautumisesta, bruttovarallisuuden kasautumisen sijaan. Tässä luvussa esiteltävä nettovarallisuuden kasautumista käsittelevä osio mukailee Lettaun ja Ludvigsonin (2001) sekä

³ Mian ym. (2013, 1697) erittelivät finanssivarallisuuden vielä erikseen bondeihin ja osakkeisiin.

Kishorin (2007) esitystapoja sillä poikkeuksella, että kaavat (4), (5) ja (6) ovat esitettyinä nettovarallisuudelle bruttovarallisuuden sijaan.

Nettovarallisuuden kasautumisen kannalta olennainen elementti on nettovarallisuudelle saatava tuotto. Kullekin omaisuuserälle on olemassa ominainen ajassa muuttuva nettotuotto, mutta tyypillisesti analyysiä yksinkertaistetaan summaamalla nettotuotot yhdeksi yksikäsitteiseksi ajassa muuttuvaksi nettotuotoksi. Käänteisesti voidaan ajatella, että yksikäsitteinen nettotuotto on dekomponoitavissa kullekin omaisuuserälle. Kotitaloudet saavat tuottoa bruttovarallisuudelle, mutta joutuvat maksamaan veloistaan korot. Näin ollen varallisuuden tuottoaste bruttovarallisuudelle eroaa nettovarallisuuden tuottoasteesta. Nettovarallisuuden tuottoasteesta puhuvat muun muassa Kotlikoff ja Summers (1981, 718), kun taas bruttovarallisuuden tuottoasteesta puhuvat muun muassa Lettau ja Ludvigson (2001, 818)⁴ sekä Kishor (2007, 430–431).

Seuraavaksi esitellään laskukaava (4) nettotuoton laskemiseksi nettovarallisuudelle. Kaava (4) on muuten vastaava kuin Kishorin (2007, 430–431) esittämä kokonaisvarallisuuden tuottoasteen dekomponointi, mutta siihen on lisätty kotitalouksien velkojen nettotuotto (velkojen korot) kerrottuna kotitalouksien velkojen (negatiivisella) suhteella nettovarallisuuteen. Näin meneteltäessä voidaan esittää nettovarallisuuden tuottoasteen $R_{nw,t}$ dekomponointi, kokonaisvarallisuuden tuottoasteen $R_{w,t}$ dekomponoinnin sijaan. Lähemmin tarkastellessa huomataan, että nettovarallisuuden tuottoaste $R_{nw,t}$ on itse asiassa sen osakomponenttien painotettu keskiarvo, joka voidaan esittää Kishorin (2007, 430–431) menettelytapaa mukaillen seuraavasti

$$(1 + R_{nw,t}) = \omega(1 + R_{f,t}) + \theta(1 + R_{y,t}) + \varphi(1 + R_{h,t}) + (1 - \omega - \theta - \varphi)(1 + R_{d,t}), \quad (4)$$

jossa

$R_{f,t}$ = nettotuotto finanssivarallisuudelle,

$R_{y,t}$ = nettotuotto inhimilliselle pääomalle (työtulot),

$R_{h,t}$ = nettotuotto asuntovarallisuudelle,

$R_{d,t}$ = nettotuotto veloille (velkojen korot),

ω = finanssivarallisuuden suhde nettovarallisuuteen,

θ = inhimillisen pääoman suhde nettovarallisuuteen,

φ = asuntovarallisuuden suhde nettovarallisuuteen ja

⁴ Lettau ja Ludvigson (2001, 818) mainitsevat käyttämänsä kokonaisvarallisuuskomponentin (*aggregate wealth*) sisältävän inhimillisen pääoman sekä ei-inhimilliset omaisuuserät, joten sen voi tulkita bruttovarallisuudeksi.

$$(1 - \omega - \theta - \varphi) = \text{velkojen suhde nettovarallisuuteen.}$$

Velkojen suhde nettovarallisuuteen on negatiivinen, sillä kotitalouksien positiivisten omaisuuserien summa $\omega + \theta + \varphi$ on määritelmällisesti suurempi kuin kotitalouksien nettovarallisuus, kotitalouksien ollessa velkaantuneita. Tällöin kotitalouksien veloistaan maksamat korot pienentävät nettovarallisuuden tuottoastetta. Kuten kaavassa (4) esitetään, kotitalouksien nettovarallisuudelle NW voidaan laskea ajassa muuttuva nettotuotto $R_{nw,t}$ sen osakomponenttien painotettuna keskiarvona. Nettovarallisuuden ajassa muuttuvan nettotuoton $R_{nw,t}$ määrittelemineen yksinkertaistaa analyysia merkittävästi, sillä sen avulla kotitalouksien nettovarallisuuden kasautuminen ajanhetkellä t voidaan esittää yhtälönä

$$NW_{t+1} = (1 + R_{nw,t+1})(NW_t - C_t), \quad (5)$$

jossa C_t on kotitalouksien kulutus (Lettau & Ludvigson 2001, 818).

Kaavan (5) tyyppisistä varallisuuden kumuloitumisen yhtälöistä on olemassa erilaisia variaatioita, joista osassa kotitalouksien työtulot luetaan nettovarallisuuteen, ja niitä edustaa inhimillinen pääoma L_t . Edustavan agentin taloudessa kotitaloudet saavat tuottoa inhimilliselle pääomalleen työtulojen muodossa. Inhimillisen pääoman L_t voikin perustellusti argumentoida olevan odotettujen tulevien nettotyötulojen nykyarvo. Toisaalta esimerkiksi Kishor (2007, 429) sisällyttää tämän hetken työtulot varallisuuden kasautumisen yhtälöönsä sellaisenaan, jolloin kaava (5) muokkautuu muotoon

$$NW_{t+1} = (1 + R_{nw,t+1})(NW_t + Y_t - C_t), \quad (6)$$

jossa Y_t on kotitalouksien veronjälkeinen työtulo. Kaavasta (6) nähdään kotitalouksien varallisuuden dynamiikka: kotitaloudet saavat inhimilliselle pääomalleen tuottoa eli työtuloja Y_t , joista osa kulutetaan C_t ja osa säästetään S_t . Säästetty osuus työtuloista kasvattaa kotitalouksien ei-inhimillistä varallisuutta.⁵

⁵ Lettau ja Ludvigson (2001, 818) esittävät kaavan (5) ja Kishor (2007, 429) esittää kaavan (6), kaavan (1) mukaisesti määritellylle kokonaisvarallisuudelle (*aggregate wealth*). Esitettäessä kaava nettovarallisuuden sijasta kokonaisvarallisuudelle, on yhtälössä NW_t :n sijasta W_t ja $R_{nw,t+1}$:n sijasta $R_{w,t+1}$. Kaavat (5) ja (6) ovat kuitenkin esitettävissä kokonaisvarallisuuden sijaan nettovarallisuudelle, kun nettovarallisuus määritellään kaavan (2) mukaisesti ja nettovarallisuuden nettotuotto määritellään kaavan (4) mukaisesti.

Kaavasta (6) on havaittavissa, että suurempi kotitalouksien kulutus saa aikaan pienemmän kotitalouksien nettovarallisuuden seuraavalla periodilla. Tätä taustaa vasten kotitalouksien kulutuksella ja nettovarallisuudella voisikin ajatella olevan käänteinen korrelaatio. Myöhemmin tässä tutkielmassa kuitenkin havaitaan, että pääsääntöisesti finanssi- ja asuntovarallisuudelle on saatu positiivisia korrelaatioita kotitalouksien kulutuksen kanssa. Kyseessä onkin kahdensuuntainen vaikutus. Tässä tutkielmassa tutkitaan varallisuuden vaikutusta kotitalouksien kulutukseen, jonka voi varsin vahvasti olettaa olevan jotakin positiivista. On kuitenkin syytä huomioida niin sanottu ”väääränsuuntainen” kausaalisuus eli kotitalouksien kulutuksen vaikutus kotitalouksien varallisuuteen, jonka puolestaan voi olettaa olevan mahdollisesti negatiivinen. Myöhemmin estimointituloksia arvioitaessa pohditaan edelleen väääränsuuntaisen kausaalisuuden roolia estimointituloksia alentavana tekijänä. Erisuuntaisten kausaalisuuksien erottamisen toisistaan voi kuitenkin sanoa monissa tapauksissa olevan varsin vaikeaa.

2.3. Elinkaarihypoteesi

Yksilön pyrkimystä tasoittaa kulutustaan yli elinkaarensa on tutkittu runsaasti. Yksilön tai kotitalouden kulutuksen sekä säästämisen selittäjänä eräs vakiintunut näkökulma on elinkaarihypoteesi, jonka tutkimuksen voi katsoa alkaneen Modiglianin ja Brumbergin (1954) tutkimustyön ansiosta. Samaa aikakautta edustaa myös Friedmanin (1957) pysyväistulohypoteesi, jonka idea on vastaavanlainen, eli yli elinkaaren vaihtelevia tuloja tasoitetaan kulutukseksi. Elinkaarihypoteesin kannalta keskeisenä urauurtavana tutkimuksena voi pitää Andon ja Modiglianin (1963) artikkelia, jonka keskeisiä piirteitä esitellään tässä luvussa. Tiivistetysti idea elinkaarihypoteesin taustalla on, että yksilö maksimoi hyötyään hänelle saatavilla olevien rajallisten resurssien vallitessa, resurssien pitäessä sisällään yksilön tämänhetkiset työtulot, diskonttatut tulevaisuuden työtulot ja tämänhetkisen nettovarallisuuden (Ando & Modigliani 1963, 56).

Ando ja Modigliani (1963, 57–58) johtavat aggregaattikulutusfunktion aggregoimalla ensin kaikki yksilöt kunkin ikäryhmän sisällä ja aggregoimalla tämän jälkeen kaikki ikäryhmät.⁶ Andon ja Modiglianin (1963, 57–58) esittämän elinkaarihypoteesin mukaan kotitalouksien kokonaiskulutus C_t

⁶ On kuitenkin huomattava, että ikäryhmien koko ei ole vakio yli ajan, vaan pitkällä aikavälillä nettovarallisuuden rakenne voi muuttua väestörakenteen muuttuessa.

voidaan esittää kullakin ajanhetkellä t kotitalouksien tämänhetkisten työtulojen⁷ Y_t , tulevien työtulojen ja nettovarallisuuden NW_t avulla yhtälönä

$$C_t = \alpha_1 Y_t + \alpha_2 Y_t^e + \alpha_3 NW_{t-1}, \quad (7)$$

jossa Y_t^e on keskimääräisen vuotuisen odotetun työtulon nykyarvo.⁸ Andon ja Modiglianin (1963, 57–58) määritelmässä Y_t^e on laskettu tulevien diskontattujen työtulojen keskiarvona. Myöhemmin Galí (1990) on osoittanut, että kaavan (7) tyyppinen aggregaattikulutusfunktio on johdettavissa kuluttajien dynaamisen optimointikäyttäytymisen ja elinkaarisäästämisen avulla äärellisen aikahorisontin tapauksessa. Ando ja Modigliani (1963, 60) esittävät tutkimuksessaan myös tavan estimoida nettovarallisuuden kulutusvaikutuksen parametri olettamalla kotitalouksien keskimääräisen vuotuisen tulevaisuuden työtulon olevan mahdollista skaalatekijää lukuun ottamatta sama kuin hetken t kotitalouksien työtulo. Tämä Andon ja Modiglianin (1963, 60) ”naiivi hypoteesi” voidaan esittää matemaattisesti muodossa

$$Y_t^e = \beta Y_t, \quad (8)$$

jossa $\beta \cong 1$ eli keskimääräinen vuotuinen työtulo tuleville vuosille on suurin piirtein yhtä suuri kuin tämänhetkinen työtulo hetkellä t . Yhdistämällä kaavat (7) ja (8), saadaan yhtälö muotoon

$$C_t = (\alpha_1 + \beta \alpha_2) Y_t + \alpha_3 NW_{t-1} = \alpha_4 Y_t + \alpha_3 NW_{t-1}, \quad (9)$$

kun $\alpha_1 + \beta \alpha_2 = \alpha_4$. Kaavassa (9) olevan viivästetyn nettovarallisuuden NW_{t-1} tilalle voidaan sijoittaa myös tämänhetkinen nettovarallisuus NW_t , sillä esimerkiksi kaavasta (5) havaitaan nettovarallisuuden riippuvan viivästetystä arvostaan lineaarisesti. Tällöin estimoitavan mallin spesifikaatio muuttuu, ja sen myötä myös nettovarallisuudelle estimoitavan kertoimen tulkinta muuttuu. Eroavaisuutta kertoimien tulkintaan aiheuttaa nettovarallisuudelle saatava tuotto, sillä tämän hetken nettovarallisuudelle NW_t estimoitu regressiokerroin voidaan tulkita viivästetylle nettovarallisuudelle NW_{t-1} estimoidun regressiokertoimen α_3 :n ja nettovarallisuudelle tämän periodin aikana saatavan tuoton $(1 + R_{nw,t})$ tuloksi.

⁷ Ando ja Modigliani (1963, 58) puhuvat ei-omaisuustuloista (*nonproperty income*), jotka koostuvat pääosin työtuloista. Niinpä tässä tutkielmassa puhutaan työtuloista ei-omaisuustulojen sijaan.

⁸ Tässä luvussa esitettävä notaatio poikkeaa selkeyden ja johdonmukaisuuden vuoksi hieman Andon ja Modiglianin (1963 57–58) esittämästä alkuperäisestä notaatiosta.

Viivästämättömän nettovarallisuuden sisällyttämisen voi ajatella olevan perusteltua sekä tuottavan luotettavampia estimointituloksia kuluttajien sopeuttaessa kulutustaan välittömästi ilman aikaviivettä. Toisaalta viivästetyn nettovarallisuuden avulla malliin saadaan dynaaminen ulottuvuus, joka voi olla tarpeen ennustemallien rakentamisessa. Hyvänä menettelytapana varallisuuden kulutusvaikutuksen estimoinnissa voi pitää lukuisien mallispesifikaatioiden käyttöä, ja näin ovat toimineet ainakin Case ym. (2013).

2.4. Varallisuuteen kohdistuvan riskin jakaminen ja aggregaattikulutusfunktion muoto

Nettovarallisuuden ja työtulojen vaikutuksesta kulutukseen on olemassa erilaisia hypoteeseja riippuen kotitalouksien kyvystä jakaa idiosynkraattista (odottamatonta) riskiä. Cochrane (1991, 957) esittää, että jos markkinat ovat täydelliset tai on olemassa jokin muu mekanismi tai instituutiot, jotka sisällyttävät täydellisen informaation pareto-optimaalisen allokaation, yksilön kulutuksen ei pitäisi vastata idiosynkraattiseen shokkiin tuloissa tai varallisuudessa. Edellä esitetty täydellisen riskinjakamisen hypoteesi (*full risk-sharing hypothesis*) perustuu oletukseen rationaalisen edustavan agentin kyvystä tasoittaa kulutustaan yli ajan täydellisen informaation vallitessa.

Yksittäisen agentin tasolla työttömyys- tai sairausvakuutusjärjestelmät, hyvinvointi- ja sosiaalihuollon ohjelmat tai jopa sukupolvien väliset tulonsiirrot voivat pienentää yksilöön kohdistuvan shokin vaikutusta. Maatasolla hyväntekeväisyys tai katastrofiavustusohjelmat, kansainväliset lainaussopimukset tai suora pakolaisapu voivat auttaa suojaamaan kansallista kulutusta katastrofilta, idiosynkraattiselta tulon vaihtelulta. Varsinkin maatasolla täydellisen riskinjakamisen hypoteesi on hyvin tiukka ja tavalliset, arkipäiväiset kokemukset antavatkin ymmärtää, että täydellisen kansainvälisen riskinjakamisen hypoteesi tuskin on todellisen maailman piirre. Usein päinvastoin väitetään, että kansallinen kokonaiskulutus reagoi maaspesifiin shokkiin. (Canova & Ravn 1996, 574.)

Myöskään yksilötasolla arkipäivän kokemukset eivät useinkaan puolla täydellisen riskinjakamisen hypoteesia. Cochrane (1991, 974) testaa täydellisen riskinjakamisen hypoteesia Yhdysvaltojen kotitalouksien aikasarja-aineistolla ja hylkää sen agentin kohtaaman sairauden tai tahattoman työttömyyden tapauksessa. Cochrane (1991, 974) kuitenkin argumentoi, että jos vapaa-aika ja kulutus

ovat substituuotteja, eikä vapaa-aikaa voi vaihtaa yksilöiden kesken, korreloivat työn menetys ja kulutuksen lasku myös täydellisen riskinjakamisen ollessa voimassa.

Yksittäisen agentin, kotitalouden tai maan i kulutuksen lyhyen aikavälin jousto yksittäisen idiosynkraattisen shokin suhteen on estimoitavissa muodossa

$$\Delta \log C_{i,t} = \alpha_t + \beta * \Delta \log X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad i = 1, \dots, n; t = 1, \dots, T \quad (10)$$

jossa $\Delta \log X_{i,t}$ on agentin, kotitalouden tai maan i kohtaama idiosynkraattinen (odottamaton) shokki eli esimerkiksi muutos nettovarallisuudessa ja $\varepsilon_{i,t}$ on virhetermi eli yksittäisen havainnon poikkeama ehdollisesta odotusarvostaan (Cochrane 1991, 964; Mian ym. 2013, 1691)⁹. Estimoidessa yhtälö (10) täydellisen riskinjakamisen hypoteesi voidaan hyväksyä, mikäli β ei eroa tilastollisesti nolasta. Jos β ei eroa tilastollisesti nolasta, havaintoyksikölle i spesifi shokki $\Delta \log X_{i,t}$ ei vaikuta havaintoyksikön kulutukseen, vaan kulutus on korreloitunut havaintoyksiköiden välillä. Tällöin nollahypoteesina siis on, että agentit, kotitaloudet tai maat kykenevät suojaamaan toinen toisensa täydellisesti välitöntä ja odottamatonta ”kulutusriskiä” (*consumption risk*) vastaan. Kulutusriski on käsitteenä ehkä aavistuksen harhaanjohtava, sillä tosiasiaassa riski kohdistuu nimenomaan kulutukseen vaikuttaviin tekijöihin, kuten varallisuuteen ja tuloihin. Kulutusriskin käsitettä käytetään kirjallisuudessa kuitenkin melko laajalti, minkä johdosta käsitettä käytetään myös tässä tutkielmassa johdonmukaisuuden vuoksi. Kulutusriskistä puhuvat lähdekirjallisuudessa ainakin Canova ja Ravn (1996) sekä Mian ym. (2013).

Eräänä vaihtoehtona täydellisen riskinjakamisen hypoteesille on oletus aggregaattikulutusfunktion konkaaviudesta nettovarallisuuden ja tulojen suhteen. Ensimmäinen intuitio laskevasta rajakulutusalttiudesta varallisuuden suhteen kumpuaa Keynesin (1935) väitteestä, että varakkaat kuluttavat pienemmän osuuden tilapäisestä (positiivisesta) shokista tuloissaan kuin vähävaraiset (Carroll 2001, 33; Carroll & Kimball 1996, 990). Zeldesin (1989, 295) mukaan aggregaattikulutusfunktion konkaavi muoto nettovarallisuuden suhteen aiheutuu epävarmuudesta, sillä tulevaisuuden työtulot sisältävät epävarmuutta. Inhimilliseen pääomaan sisältyy siten enemmän epävarmuutta kuin ei-inhimillisiin omaisuuseriin. Riskiä kaihtavan kuluttajan tehdessä optimaalista

⁹ Sekä Cochrane (1991, 964) että Mian ym. (2013, 1691) indeksoivat havainnot yläindeksiin, mutta tässä tutkielmassa havainnot indeksoidaan alaindeksiin johdonmukaisuuden vuoksi.

kulutus päätöstä, saavat varmat varallisuuserät sekä ei-satunnaiset tulevaisuuden maksut paljon suuremman painon kuin epävarmuutta sisältävät tulevaisuuden työtulot (Zeldes 1989, 295).

Kaiken kaikkiaan hypoteesi kulutuksen konkaaviudesta nettovarallisuuden suhteen voidaan esittää laskevana rajakulutusalttiutena, eli $\frac{\partial C_{i,t}}{\partial NW_{i,t}}$ laskee, kun nettovarallisuus kasvaa (Mian ym. 2013, 1692).

Hypoteesi aggregaattikulutusfunktion konkaaviudesta nettovarallisuuden suhteen on testattavissa muun muassa Mianin ym. (2013, 1692) esittämällä estimointiyhtälöllä

$$\Delta C_{i,t} = \alpha_t + \beta_1 * \Delta NW_{i,t} + \beta_2 * NW_{i,t-1} + \beta_3 * \Delta NW_{i,t} * NW_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (11)$$

jossa β_3 :n tulisi saada negatiivinen arvo ja poiketa tilastollisesti nolasta aggregaattikulutusfunktion ollessa konkaavi. Mian ym. (2013, 1692) tulkitsevat negatiivisen β_3 :n tarkoittavan sitä, että alhaisen nettovarallisuuden omaavat kotitaloudet sopeuttavat kulutustaan aggressiivisemmin nettovarallisuuden muuttuessa. Mian ym. (2013, 1714–1715) estimoivat yhtälön (11) käyttäen muuttujina nettovarallisuudelle määrittelemäänsä kaavan (3) mukaista nettovarallisuutta sekä työtuloja. Mikäli työtuloja ei sisällytettäisi yhtälöön, jäisi tulojen vaikutus kulutukseen kokonaan huomiotta. Estimointituloksiin tulisi mahdollisesti tällöin puuttuvan muuttujan harha (*omitted variable bias*).

2.5. Kotitalouksien nettovarallisuuden vaikutus kotitalouksien kulutukseen

Monissa aiemmissa tutkimuksissa asuntohintojen ja kotitalouksien kulutuksen on havaittu korreloivan keskenään. Syistä näiden muuttujien välisen korrelaation taustalla ei kuitenkaan ole täydellistä yhteisymmärrystä eri tutkijoiden keskuudessa. Browning, Gørtz ja Leth-Petersen (2013, 401–402) ovat listanneet neljä pääasiallista asuntohintojen ja kotitalouksien kulutuksen välistä positiivista korrelaatiota selittävää vaikutuskanavaa. Ensimmäinen mahdollinen selitys on varallisuuskanava, sillä asuntovarallisuuden muutoksen taustalla on hyvin suurelta osin asuntojen hintakehitys. Asuntohintojen nousun tiedetäänkin siis kasvattavan asuntovarallisuuden arvoa, millä on oletettu olevan positiivinen vaikutus kotitalouksien kulutukseen. Tämä asuntovarallisuuden positiivinen vaikutus kotitalouksien kulutukseen pohjautuu aiemmin luvussa 2.3. esitettyyn elinkaarihypoteesiin. (Browning ym. 2013, 401–402.)

Toinen mahdollinen asuntohintojen ja kotitalouksien kulutuksen välistä positiivista korrelaatiota selittävä tekijä on vakuusvaikutus, sillä asuntohintojen nousu tarjoaa kotitalouksille mahdollisuuden vähentää säästämistään tai lisätä velkaantumistaan asunnon arvoa vastaan. Tällöin asuntovarallisuuden ja kotitalouksien kulutuksen välinen positiivinen korrelaatio aiheutuu tosiasiasa pitkälti kotitalouksien velkaantumisesta samalla ajanjaksolla. Kolmantena mahdollisena vaikutuskanavana pidetään sitä, että asuntohintojen ja kotitalouksien kulutuksen välinen samansuuntainen liike aiheutuu joistakin muista yleisistä tekijöistä, kuten esimerkiksi tuottavuuden kasvua koskevista odotuksista. Odotukset tuottavuuden kasvusta voivat lisätä sekä asuntojen kysyntää että kotitalouksien kulutusta, jolloin korrelaatio muuttujien välillä ei itse asiassa kuvaa kausaalisuutta asuntohintojen ja kotitalouksien kulutuksen välillä. Neljäntenä mahdollisena selityksenä pidetään yleistä finanssimarkkinoiden liberalisoitumista. Yleisten finanssimarkkinoiden liberalisoitumisen vaikutusten on ajateltu mahdollistaneen kotitalouksien luottorajoitteiden väljentyvän, mikä edelleen on ohjannut asuntojen hintoja sekä stimuloinut kotitalouksien kulutusta. (Browning ym. 2013, 401–402.)

Tässä tutkielmassa tutkimustuloksia tulkitaan pääasiassa asuntovarallisuuden näkökulmasta. Tarkasteltaessa asuntovarallisuuden vaikutusta kotitalouksien kulutukseen tiedetään, että asuntohintojen muutosten aiheuttama eksogeeninen asuntovarallisuuden kasvu saa aikaan sekä kotitalouksien kulutusta kasvattavia että laskevia vaikutuksia. Tämänhetkisillä omistusasujilla kotitalouksien kulutus voi jonkin verran kasvaa aiempaa suuremman nettovarallisuuden johdosta, heidän tasoittaessa kulutustaan yli elinkaarensa. Aggregaattitasolla tämän kulutuksen kasvun voi ajatella kuitenkin kumoutuvan, sillä vuokralla-asujien täytyy säästää aiempaa enemmän tullakseen asunnon omistajiksi joskus tulevaisuudessa. Näin ei kuitenkaan välttämättä tapahdu, sillä asuntohintojen kasvu voi pikemminkin vähentää kuin kasvattaa vuokra-asujien säästämistä. (Case, Quigley & Shiller 2005, 5–6.) Campbellin ja Coccon (2007, 619) tulosten perusteella asuntohintojen muutoksen vaikutus kulutukseen ei eroa tilastollisesti merkitsevästi nolasta nuorilla vuokra-asujilla. Nuoret vuokra-asijat ovat nimenomaan potentiaalisia tulevaisuuden omistusasujia, joiden pitäisi kasvattaa säästämistään asuntohintojen noustessa. Campbellin ja Coccon (2007, 619) havainto tukeekin näkemystä, että vain osa vuokra-asujista säästää aiempaa enemmän tullakseen omistusasujiksi tulevaisuudessa, mutta osa vuokra-asujista lipeää säästötavoitteestaan eikä vähennä kulutustaan kohdatessaan aiempaa korkeammat asuntojen hinnat. Vuokra-asujien muu kulutus voi kuitenkin vähentyä myös sen myötä, että vuokrat voivat nousta vastaamaan korkeampia asuntohintoja, mikä edelleen vähentää muuta kulutusta budjettirajoitteen vuoksi (Skudelny 2009, 12).

Vakuusvaikutus, finanssimarkkinoiden yleinen liberalisoituminen ja muut mahdolliset yleiset tekijät voivat kuitenkin olla merkittäviä tuloksia selittäviä tekijöitä. Tutkielmassa tarkasteltava aikaväli 2000–2015 on sikäli mielenkiintoinen, että Euroopan keskuspankki on laskenut keskeisiä korkojaan finanssikriisin jälkeen, mistä johtuen yleinen korkotaso on pysynyt poikkeuksellisen alhaalla poikkeuksellisen pitkään. Kotitalouksien luottorajoitteet ovatkin mahdollisesti väljentyneet ja ainakin kotitalouksien saama velkaraha on tullut edullisemmaksi. Tämä luottorajoitteiden ja -kustannusten höllentyminen on voinut olla merkittävä ajuri asuntohintojen ja kotitalouksien kulutuksen taustalla.

Vaikka kotitalouksien velkaantuminen ja asuntovarallisuus kehittyisivät samaan suuntaan, on vaikea kuitenkin tietää, vaikuttaako velkaantumisen kasvu enemmän asuntovarallisuuden kasvuun vai asuntovarallisuuden kasvu velkaantumiseen. Tai mitkä taustalla olevat muuttujat saavat kotitalouksien asuntovarallisuuden kasvun ja kotitalouksien velkaantuneisuuden kasvun korreloimaan? Voikin olla, että mahdollisen kotitalouksien asuntovarallisuuden kasvun aiheuttaman kulutuksen kasvun taustalla merkittävä selittäjä on itse asiassa kotitalouksien velkaantuminen, jonka säätelemisessä keskuspankin rahapolitiikalla on keskeinen rooli. Monimutkaisten taloudellisten riippuvuussuhteiden täsmällinen määrittäminen sisältää kuitenkin käytännössä aina epävarmuutta.

3. Aiemmat empiiriset tutkimukset

Kotitalouksien varallisuuden vaikutusta kotitalouksien kulutukseen on tutkittu maailmanlaajuisesti paljon viimeisten vuosikymmenten aikana. Pääasiassa tutkimus on keskittynyt asuntovarallisuuden kulutusvaikutusten selvittämiseen, mutta monissa tutkimuksissa käsitellään myös finanssivarallisuuden kulutusvaikutusta. Sen sijaan muiden omaisuuserien osalta tutkimusta on melko vähän, esimerkiksi Suomessa merkittävän metsävarallisuuden vaikutusta kotitalouksien kulutukseen ei ole Helanderin (2014) lisäksi juuri tutkittu.

Mielenkiintoa asuntovarallisuuden kulutusvaikutusta kohtaan on oletettavasti lisännyt vuonna 2007 alkanut finanssikriisi, joka sai alkunsa Yhdysvaltain asuntomarkkinoilta, asuntohintojen kääntyessä laskuun vuoden 2006 aikana. Aiempien vastaavien syklien perusteella osattiin päätellä asuntokuplan puhkeamisen laskevan kulutusta, vähentävän uusien asuntojen rakentamisen aloittamista sekä loppuun saattamista ja supistavan nettoinvestointeja kiinteistöihin (Case & Quigley 2008, 179). Asuntokuplan puhkeamisen osattiin arvioida myös heikentävän asuntokaupan volyymiä sekä palkkatuloja asuntokaupan- ja rakentamisen toiminnoissa (Case & Quigley 2008, 179). Asuntovarallisuuden vaikutus kulutukseen onkin eräs keskeisistä vaikutuskanavista, joiden välityksellä asuntohintojen muutos välittyy muuhun talouteen.

Kotitalouksien asuntovarallisuuden vaikutus kotitalouksien kulutukseen, eli ”puhdas” varallisuusvaikutus, on hankala erottaa muista kulutukseen vaikuttavista tekijöistä. Keskeinen havainto viimeaikaisessa tutkimuksessa on, että omaisuuserien arvot ovat yhteydessä kotitalouksien lainanottoon (Mian & Sufi 2011, 2155). Historiallisesti kotitalouksien velkaantuneisuus ja asuntojen hinnat ovat liikkuneet samansuuntaisesti (Mian & Sufi 2011, 2140; Lustig & Van Nieuwerburgh 2010, 283). Omaisuuserien arvojen noustessa kotitalouksien lainanotto kasvaa tai säästäminen vähenee asunnon arvoa vastaan, jolloin osa tästä kotitalouksien velkaantumisesta käytetään mahdollisesti kotitalouksien muuhun yksityiseen kulutukseen (Mian & Sufi 2011, 2132–2134). Onkin mahdollista, että kotitalouksien kulutuksen kasvua selittää pikemminkin kotitalouksien lainaamisen kuin asuntovarallisuuden kasvu. Lustigin ja Van Nieuwerburghin (2010, 265) mukaan kotitalouksien lainausrajoitteilla on merkittävä rooli kulutuksen taustalla: asuntohintojen laskiessa suhteessa inhimilliseen pääomaan, vakuuksien arvot ja samalla lainaaminen vähenevät, ja kulutus tulee herkemmäksi tulojen muutoksille. Koska muutokset kotitalouksien kulutuksessa voivat selittyä osittain muutoksilla kotitalouksien velkaantumisessa, on ”puhtaan” asuntovarallisuuden kulutusvaikutuksen erottaminen velkaantumisen aiheuttamasta kulutusvaikutuksesta vaikeaa.

Luvuissa 3.1.–3.4. esitellään keskeisiä tutkimustuloksia varallisuuden kulutusvaikutukselle. Aiemmassa tutkimuskirjallisuudessa on estimoitu sekä rajakulutusalttiuksia että kulutuksen varallisuusjoustoja. Kulutuksen jousto asunto- ja finanssivarallisuuden suhteen tarkoittaa sitä, kuinka monta prosenttia kuluttajat sopeuttavat kulutustaan varallisuuden muuttuessa prosentuaalisesti. Rajakulutusalttius asunto- ja finanssivarallisuuden suhteen puolestaan tarkoittaa sitä, kuinka monta senttiä kuluttajat sopeuttavat kulutustaan asunto- tai finanssivarallisuuden muuttuessa yhden euron.

Tyypillisesti aiemmassa kirjallisuudessa raportoidut joustot ovat jonkin verran rajakulutusalttiuksia suurempia, mikä johtuu suurelta osin siitä, että tutkimuksissa käytetyissä aineistoissa vuotuisen kulutuksen taso on merkittävästi asunto- ja finanssivarallisuuden tasoa pienempi. Rajakulutusalttiuksien ja joustojen eroavaisuudesta johtuen niitä käsitelläänkin myöhemmin erillisissä osioissaan. Toisaalta monissa tutkimuksissa estimoinnit on suoritettu joustoina, ja tämän jälkeen saadut estimaatit on muutettu rajakulutusalttiuksiksi. Tästä johtuen tutkimusten luokittelu sen suhteen, onko niissä estimoitu joustot vai rajakulutusalttiudet, ei ole aina kovin suoraviivainen.

Aiemmassa tutkimuskirjallisuudessa raportoidut tulokset eroavat melko paljon aineistojen ja estimointiyhtälöiden eroavaisuudesta johtuen. Jotta kirjallisuuskatsauksessa saataisiin pidettyä systemaattinen ote, on aikasarja-aineistoilla saadut tulokset pyritty luokittelemaan karkeasti lyhyen ja pitkän aikavälin estimaatteihin. Lyhyen aikavälin malleiksi voidaan ajatella differenssimuodossa estimoidut mallit, sillä differenssimuodon malleissa selitettävään vaikuttaa ainoastaan selittäjän saman (tai viivästetyn selittävän muuttujan tapauksessa edellisen) periodin muutos. Sen sijaan tasomuodon malleissa selitettävän muuttujan tasoon vaikuttavat kaikki aiemmat muutokset selittäjissä, mistä johtuen tasomuodon mallit kuvaavat paremmin pitkän aikavälin riippuvuutta.

Koska tutkimusta aiheeseen liittyen on tehty runsaasti, ei tässä esitettävä kirjallisuuskatsaus pidä sisällään kaikkea aiheeseen liittyvää tutkimusta. Aiempia tutkimustuloksia on esitetty useammissa aiemmissa tutkimuspapereissa, ja niitä on listannut ansiokkaasti muun muassa Oikarinen (2011, 134–138). Oikarisen (2011, 134–138) listaamien tutkimustulosten lisäksi tässä kirjallisuuskatsauksessa esitellään muutamia tuoreempia tai muuten merkittäväksi katsottuja tutkimustuloksia. Tässä kirjallisuuskatsauksessa pyritään luomaan aiempaa täsmällisempi kuva siitä, mikä kirjallisuudessa esitetty konsensusnäkemys varallisuuden kulutusvaikutukselle voisi olla.

Tilastotiedon määrä on ollut luontevana rajoitteena empiirisille varallisuuden kulutusvaikutuksen tutkimuksille. Jonkin verran aineistoa on kuitenkin ollut saatavilla, ja varhaisimmat tässä

kirjallisuuskatsauksessa esiteltävien tutkimusten aineistot alkavat jo 1950-luvulta (esim. Benjamin, Chinloy & Jud 2004). Vuosi vuodelta empiiriset aineistot ovat tulleet laajemmiksi ja tuoreempien tutkimusten estimointituloksia voi pitää siten hieman tarkempina. Aineistojen laajentuessa monet tutkimukset onkin päivitetty uudella, laajemmalla aineistolla. Esimerkiksi Casen, Shillerin ja Quigleyn (2001); Casen ym. (2005) sekä Casen ym. (2013) tutkimukset ovat osittain saman tutkimuksen päivitettyjä versioita.

3.1. Mikrotason aineistoilla estimoidut rajakulutusalttiudet

Mikrotason tutkimuksissa keskitytään pääasiassa viimeisen 20 vuoden aikana julkaistuihin tutkimuksiin. Mikrotason aineistot perustuvat usein kotitalouskyselyihin, ja kotitalouskyselyillä kerättyä aineistoa mikrotason tutkimuksiin alkoi olla riittävästi saatavilla vasta 1990-luvulla.¹⁰ Huomionarvoisia 1990-luvun tutkimuksista ovat Skinnerin (1996) ja Engelhardtin (1996) tutkimukset, joissa käytetään aineistoa vuosilta 1984 ja 1989. Skinneriä (1996) ja Engelhardtia (1996) vanhempaa aineistoa käyttää Levin (1998), jonka aineisto on vuosilta 1969–1979. Levinin (1998, 66) aineisto on joka toiselta vuodelta ja aineisto on kerätty eläkkeelle siirtyvistä 57–62 vuotiaista. Levinin (1998) aineiston heikkoutena voikin pitää sitä, että se edustaa varsin valikoitunutta väestöryhmää.

Asuntovarallisuuden rajakulutusalttiuden estimaatiksi Levin (1998, 73) saa koko aineistolle 0, mutta likvidille varallisuudelle (ml. finanssivarallisuus) vaikutus on hieman suurempi, 1,6. Mikäli kotitaloudella kuitenkin on likviditeettirajoitteita, on asuntovarallisuuden kulutusvaikutus jonkin verran suurempi, 5,4 (Levin 1998, 75). Skinnerin (1996, 265) mikrotason estimoinneista saadaan tulokseksi säästämisen pienentyminen (kulutuksen kasvaminen) 1–2 sentillä asuntovarallisuuden kasvaessa dollarin. Engelhardtin (1996, 326, 329) raportoimat rajakulutusalttiudet asuntovarallisuudelle ovat hieman suurempia: mediaanikotitaloudelle 3 senttiä ja keskiarvokotitaloudelle peräti 14 senttiä.

Mikrotason tutkimuksissa saaduille varallisuuden kulutusvaikutuksen arvioille ei tapahdu juurikaan muutosta 2000-luvun ensimmäiselle vuosikymmenelle tultaessa. Lehnert (2004, 4) sekä Juster ym. (2006, 20) käyttävät, Skinnerin (1996) ja Engelhardtin (1996) tapaan, PSID-aineistoa. Lehnert (2004,

¹⁰ Monet Yhdysvaltain aineistolla tehdyt mikrotason tutkimukset perustuvat PSID (*Panel Study of Income Dynamics*) -aineistoon, jota muun muassa Skinner (1996) ja Engelhardt (1996) käyttivät vuosilta 1984 ja 1989. PSID-aineisto alkaa vuodesta 1968 ja varallisuustiedot ovat saatavilla viiden vuoden välein vuodesta 1984 alkaen (Brown, Duncan & Stafford 1996, 155, 163).

17–18) estimoi asuntovarallisuuden rajakulutusalttiudeksi 1,9–3,1 senttiä. Juster ym. (2006, 23) estimoivat rajakulutusalttiudeksi asuntovarallisuudelle mallispesifikaatiosta riippuen 1,3–3,2 senttiä, mikä vastaa hyvin aiempia Skinnerin (1996), Engelhardtin (1996) ja Lehnertin (2004) tuloksia.

Estimoiduissa varallisuuden kulutusvaikutuksissa on jonkin verran maakohtaista vaihtelua. Eri maiden aineistoilla on vertailtu sitä, onko asuntovarallisuuden kulutusvaikutus finanssivarallisuuden kulutusvaikutusta suurempi. Selkeää konsensusnäkemystä ei mikroaineistojen perusteella kuitenkaan ole havaittavissa. Justerin ym. (2006, 23) tuloksia finanssivarallisuuden selkeästi asuntovarallisuutta suuremmasta rajakulutusalttiudesta tukee Paiellan (2007, 203) Italian aineistolla saamat tutkimustulokset, joiden mukaan finanssivarallisuuden rajakulutusalttius on 9 senttiä, reaaliavarallisuuden rajakulutusalttiuden ollessa ainoastaan 2.

Oikarinen (2011, 138) toteaa eräänlaisena johtopäätöksenä asuntovarallisuuden kasvun eurolla nostavan kotitalouksien kulutusta karkeasti 5–15 senttiä. Oikarisen (2011, 138) esittämää arviota voi kuitenkin mikroaineistoilla tehdyissä tutkimuksissa pitää hieman yläkanttiin olevana, sillä monissa tutkimuksissa, kuten edellä esitettiin, asuntovarallisuuden kulutusvaikutukseksi on estimoitu jotain 0 ja 5 sentin väliltä. Uudemmissa tutkimuksissa on kuitenkin estimoitu hieman suurempia rajakulutusalttiuksia, esimerkiksi Mianin ym. (2013, 1712) Yhdysvaltain aineistolla estimoima 5–7 senttiä. Mian ym. (2013, 1694–1695) käyttävät tutkimuksessaan postinumeroalue- ja piirikuntatason aineistoja, joiden ei siten voi sanoa olevan puhtaita mikroaineistoja. Tässä tutkielmassa Mianin ym. (2013, 1712) raportoimat tulokset luokitellaan kuitenkin osaksi mikroaineistoilla tehtyjä tutkimuksia, sillä niissä käytettyjen aineistojen voidaan arvioida olevan lopulta kuitenkin lähempänä mikro- kuin makrotason aineistoja. Tässä luvussa esiteltujen mikroaineistoilla tehtyjen tutkimusten perusteella voisikin varsin perustellusti päätyä hieman maltillisempaan arvioon, noin 0–10 sentin rajakulutusalttiudesta. Myös rajakulutusalttiuden suuruutta yli ajan voi pohtia. On mahdollista, että kulutus olisi tullut herkemmäksi asuntovarallisuuden muutoksille, sillä Skinnerin (1996) ja Levinin (1998) 1970- ja 1980-luvun aineistoilla saamat estimaatit ovat varsin pieniä, mutta Mianin ym. (2013) 2000-luvun aineistolla saatu estimaatti on jonkin verran näitä suurempi.

Merkittäviksi katsotut mikrotason tutkimukset, joissa rajakulutusalttiudet on estimoitu, on raportoitu taulukossa 1. Taulukkoon 1 listattujen tutkimusten perusteella ei voida tehdä juurikaan johtopäätöksiä kotitalouksien finanssivarallisuuden vaikutuksesta kulutukseen. Suuressa osassa tutkimuskirjallisuutta on estimoitu asuntovarallisuudelle finanssivarallisuutta suurempi rajakulutusalttius. Tätä tukee esimerkiksi Mianin ym. (2013, 1708) Yhdysvaltain aineistolla saamat

tulokset, joiden mukaan finanssivarallisuushokille ei saada tilastollisesti merkitsevää vaikutusta kulutukseen. Toisaalta Juster ym. (2006, 23) saavat rajakulutusalttiudeksi finanssivarallisuudelle peräti 13,8–23,6 senttiä. Seuraavaksi luvussa 3.2. esitettävissä tutkimuksissa on estimoitu kulutuksen joustoja asunto- ja finanssivarallisuuden suhteen, saaden myös tässä luvussa esitettyjä arvioita tarkempia arvioita finanssivarallisuuden vaikutukseksi kotitalouksien kulutukseen.

TAULUKKO 1. Mikrotason aineistoilla estimoituja rajakulutusalttiuksia

Tekijä	Maat ja aineisto	Estimoidut parametrit	Asuntovarallisuuden varallisuusvaikutus	Finanssivarallisuuden varallisuusvaikutus	Huomioitavaa
Mian ym. (2013)	Yhdysvallat, 2006-2009 piirikunta- ja postinumeroalueen aineistot	Rajakulutusalttius, lyhyt aikaväli, kolmen vuoden differenssi	5-7	Ei tilastollisesti merkitsevää vaikutusta*	*Finanssivarallisuushokilla ei vaikutusta kotitalouksien kulutukseen
Paiella (2007)	Italia, poolattu aineisto vuosilta 1991-2002, poikkileikkausaineisto	Rajakulutusalttius	2,4*	9,2	*Reaalivarallisuudelle
Juster ym. (2006)	Yhdysvallat, PSID 1984, 1989, 1994, 1999	Rajakulutusalttius	1,3-3,2	13,8-23,6	
Lehnert (2004)	Yhdysvallat, PSID 1968-1993	Rajakulutusalttius	1,9-3,1		
Levin (1998)	Yhdysvallat, Retirement History Survey 1969-1979	Rajakulutusalttius	Koko aineistolle 0. Rahoitusrajoitteisille 5,4.	Koko aineistolle 1,6.	
Engelhardt (1996)	Yhdysvallat PSID-aineisto, 1984 ja 1989	Rajakulutusalttius	Keskiarvotloudelle 14, mediaanitloudelle 3		
Skinner (1996)	Yhdysvallat PSID-aineisto, 1984 ja 1989.	Rajakulutusalttius	1-2		
Varallisuusvaikutukset on ilmoitettu rajakulutusalttiuksina, jotka merkitsevät kuinka monta senttiä kotitalouksien kulutus muuttuu kotitalouksien varallisuuden kasvaessa euron.					

Paitsi rajakulutusalttiuden suuruutta myös aggregaattikulutusfunktion muotoa on pyritty aiemmin selvittämään muutamilla mikrotason aineistoilla. Pitävää näyttöä aggregaattikulutusfunktion muodosta ei kuitenkaan voi sanoa olevan, vaikka aggregaattikulutusfunktion konkaavisuus vaikuttaa varsin perustellulta olettamalta. Aggregaattikulutusfunktion konkaaviuden puolesta on olemassa muutamia tutkimustuloksia, mutta riittävien todisteiden aikaansaamiseksi tarvitaan kuitenkin lisätutkimusta. Mianin ym. (2013) tapaan aggregaattikulutusfunktion konkaaviutta tutkivat ainakin Carroll, Slacelek ja Tokuoka (2014). Carroll ym. (2014, 107) lähestyvät asiaa tutkimalla, miten tilapäinen shokki tuloissa vaikuttaa kulutukseen eri varallisuustasoilla.

Aineistona Carroll ym. (2014, 109) ilmoittavat käyttävänsä Euroopan keskuspankin kotitaloustason HFCS (*Household Finance and Consumption Survey*) -aineistoa. Kulutuksen kasvu lisätulon myötä vaihtelee 10–20 senttiä riippuen nettovarallisuudesta ja 20–40 senttiä käytettäessä likvidiä varallisuutta. Näistä tuloksista ei voi suoraan päätellä varallisuuden kulutusvaikutuksen suuruutta, mutta niistä voi havaita varallisuuden tason vaikuttavan merkittävästi kulutukseen hetkellisen

tuloshokin tapauksessa. Keskeisenä aggregaattitason havaintona tutkimuksessa on, että suuremman Gini-kertoimen maissa rajakulutusalttius hetkelliselle tuloshokille on suurempi. Gini-kertoimen eli eriarvoisuuden ollessa suurempi, on taloudessa suurempi osuus vähän nettovarallisuutta omaavia kotitalouksia. Näin ollen vähän nettovarallisuutta omaavien kotitalouksien osuuden ja rajakulutusalttiuden välillä on olemassa positiivinen korrelaatio. Tämä puoltaa käsitystä siitä, että vähän nettovarallisuutta omaavilla kotitalouksilla olisi suurempi rajakulutusalttius, ja täten ne kuluttaisivat suuremman osan saamistaan lisätuloista. Koska vähäisemmän nettovarallisuuden omaavat kotitaloudet kuluttavat suuremman osan lisätulostaan, juuri näille kotitalouksille suunnattu fiskaalinen elvytys olisi relevantti tapa vaikuttaa kokonaiskulutukseen kansantaloudessa. (Carroll ym. 2014, 110–111.)

3.2. Mikrotason aineistoilla estimoidut joustot

Tässä luvussa joustot raportoidaan prosentteina, kun asunto- tai finanssivarallisuus kasvaa 100 %. Joustot ovat aineistosta riippuen rajakulutusalttiuksiin nähden tyypillisesti kaksin- tai kolminkertaisia, mutta kuitenkin lähes poikkeuksetta alle 20 %. Sierminska ja Takhtamanova (2007, 19) estimoivat asuntovarallisuudelle suuremman vaikutuksen kulutukseen kuin finanssivarallisuudelle. Sierminska ja Takhtamanova (2007, 14) käyttävät *Luxembourg Wealth Study* -aineistoa ja estimoivat kulutuksen joustoksi asuntovarallisuuden suhteen sekä Italialle, Suomelle että Kanadalle 10–13 %, mutta kulutuksen joustoksi finanssivarallisuuden suhteen näille maille saadaan ainoastaan 0–4 %. Sierminskan ja Takhtamanovan (2007) tulokset edustavat mikrotason aineistoilla saatujen estimaattien yläpäättä asuntovarallisuuden kulutusvaikutukselle. Vielä tätäkin suuremman kulutuksen jouston asuntohintojen muutokselle raportoi Hong Kongin aineistolla Gan (2010, 2258), joka saa joustoksi peräti 17 %.

Mallispesifikaatioiden vaikutuksesta saatuihin tuloksiin kertoo paljon se, että Helander (2014, 28) ei saa Suomen koko aineistolle juuri minkäänlaista asuntovarallisuuden kulutusvaikutusta, käyttäessään Suomen poikkileikkausaineistoa vuodelta 1998, aivan kuten Sierminska ja Takhtamanova (2007). Helanderin (2014, 28) malli sisältää muun muassa muuttujan velkaantumiselle sekä maantieteellisiä kiinteitä vaikutuksia, mitkä saavat tilastollisesti merkitseviä estimaatteja. Erinäisten ominaisuuksien kontrollointi aiheuttaa mikrotason aineistoilla saatuihin estimaatteihin runsaasti hajontaa riippuen siitä, mitä ominaisuuksia malleissa on kontrolloitu. Helanderin (2014, 28) finanssivarallisuuden kulutusvaikutukselle saamaa estimaattia 2,2 % voi sen sijaan pitää melko tyypillisenä tuloksena.

Campbell ja Cocco (2007) tutkivat kulutuksen joustoja asuntohintojen suhteen eri ikäryhmille, maantieteellisille alueille sekä vuokra- ja omistusasujille erikseen. Campbell ja Cocco (2007, 619) raportoivat suurimmat joustot vanhemmille omistusasunnossa asuville, kun taas nuorille vuokra-asujille raportoidut joustot ovat kaikkein pienimpiä. Myös Helander (2014, 28) sai omistusasunnossa asuville kulutuksen joustoksi 10 % asuntovarallisuuden muuttuessa 100 %, kun koko aineistolle jousto ei eronnut tilastollisesti nolasta.

Tulokset omistusasujien ja vanhempien ihmisten suuremmasta varallisuuden kulutusalttiudesta ovat varsin ymmärrettäviä, sillä asuntohintojen nousu kasvattaa nimenomaan omistusasujien varallisuutta suhteessa vuokra-asujiin. Nuorten vanhempia pienempää varallisuuden kulutusvaikutusta voisi puolestaan selittää nuorten pidempi suunnitteluhorisontti, jonka johdosta lisäkulutus jakautuu pidemmälle ajanjaksolle loppuelämässä (Oikarinen 2011, 138). Poterba (2000, 103–104) tarkastelee teoreettisesti suunnitteluhorisontin merkitystä kulutukselle, olettamalla kuluttajien suunnittelevan elinkaarensa mukaan, ilman perinnönjättämisen motiivia. Poterban (2000, 103–104) esittämässä teoreettisessa kehikossa yhden dollarin kasvu varallisuudessa jakautuu tasaisesti kulutukseksi jäljellä oleville elinvuosille, riippuen kasvavasti pääomalle saatavasta tuotosta ja laskevasti suunnitteluhorisontin pituudesta. Poterban (2000, 103–104) teoreettinen päättely tukee hyvin ainakin Campbellin ja Coccon (2007, 619) raporttoimia empiirisiä tuloksia.

Campbellin ja Coccon (2007) havainnot voivat olla joissakin tapauksissa arvokkaita, mutta joustot ovat hankalasti verrattavissa muuhun tutkimukseen. Campbellin ja Coccon (2007) estimoiden joustojen hyödyntämisestä tekee vaikeaa muun muassa se, että tutkimuksessa on kyse asuntojen hinnoista eikä asuntovarallisuudesta: myös asuntohintojen suhde vuotuisen kulutukseen nähden on heidän käyttämässään aineistossa varsin korkea. Campbell ja Cocco (2007, 601–602) raportoivat käyttämässään aineistossa edustavan asunnon hinnan suhteessa vuotuisen kulutukseen olevan lähes 16-kertainen: tällöin 100 %:n kulutuksen jousto suhteessa asuntojen hintoihin vastaa noin suurin piirtein $\frac{100}{16} \approx 6,3$ sentin rajakulutusalttiutta. Vaikka joustoja ei voikaan suoraan muuttaa rajakulutusalttiuksiksi, antaa edellä esitetyn kaltainen approksimaatio jonkinikäisen käsityksen Campbellin ja Coccon (2007, 619) estimoidusta peräti 170 %:n joustosta iäkkäille omistusasunnossa asuville. Sellaisenaan 170 %:n jousto on varallisuuden kulutusvaikutusta käsittelevässä kirjallisuudessa varsin poikkeuksellinen.

Bostic, Gabriel ja Painter (2009, 23–24) raportoivat Yhdysvaltain aineistolla asuntojen hintojen 100 %:n nousun vaikutukseksi kulutukseen 6 %, joka on siten vain puolet Sierminskan ja Takhtamanovan

(2007) saamista estimaateista. Vain hieman tätä suuremman kulutuksen jouston asuntohintojen muutokselle saavat Browning ym. (2013, 415), joiden Tanskan aineistolle estimoima jousto on 7,9 %. Bosticin ym. (2009, 23–24) finanssivarallisuudelle raportoima 2 %:n jousto edustaa myös hyvin maltillista linjaa.

Tässä luvussa esitettyjen mikrotason tutkimusten tulokset on esitetty koostetusti taulukossa 2. Näissä mikrotason tutkimuksissa estimoidut asuntovarallisuuden kulutusvaikutuksen joustot vaihtelevat paljon maantieteellisesti, ollen käytännössä 0 ja 18 % välillä, kun asuntovarallisuus kasvaa 100 %. Finanssivarallisuuden 100 % kasvun aikaansaamaksi kulutuksen kasvuksi saatiin monissa tapauksissa paljon pienempiä estimaatteja, noin 0–4 %. Nämä finanssivarallisuuden kulutusvaikutukselle estimoidut joustot vaikuttavat melko realistisilta, sillä niihin on päädytty monien eri maiden aineistoilla ja eri mallispesifikaatioilla. Tämän suuruusluokan joustot eivät uskottavasti voi tukea Justerin ym. (2006, 23) saamaa peräti 13,8–23,6 sentin rajakulutusalttiutta finanssivarallisuudelle. Oletettavasti kotitalouksien finanssivarallisuuden vaikutus kotitalouksien kulutukseen on melko pieni, kuten myös esimerkiksi Levin (1998) tutkimuksessaan estimo.

TAULUKKO 2. Mikrotason aineistoilla estimoituja kulutuksen varallisuusjoustoja

Tekijä	Maat ja aineisto	Estimoidut parametrit	Asuntovarallisuuden varallisuusvaikutus	Finanssivarallisuuden varallisuusvaikutus	Huomioitavaa
Helander (2014)	Suomi, kotitalouksien varallisuuskysely 1998, poikkileikkausaineisto.	Jousto	Koko aineistolla -0,5 %. Ainoastaan omistusasujille 10,3 %.	2,2 %	Metsävarallisuuden vaikutukseksi kulutukseen estimottiin koko aineistolla -0,4 % ja pelkästään metsänomistajille -5,0 %.
Browning, Gørtz & Leth-Petersen (2013)	Tanska, satunnaisotos 10 % tanskalaisista vuosina 1987-1996.	Jousto, lyhyt aikaväli	7,9 %*		*Jousto asuntojen hinnoille
Gan (2010)	Hong Kong, 12 793 ihmistä, 1988-2004. Aineisto on kerätty asuntolainahakemuksista, hallinnon rekistereistä ja luottokorttitiedoista.	Jousto, lyhyt aikaväli	17 %		
Bostic, Gabriel & Painter (2009)	Yhdysvallat 1989-2001, poikkileikkausaineisto. Survey of Consumer Finance and the Consumer Expenditure Survey.	Jousto	6 %*	2 %	*Jousto asuntojen hinnoille
Sierminska ja Takhtamanova (2007)	Kanada 1999, Suomi 1998, Italia 2002, poikkileikkausaineisto. Luxembourg Wealth Study.	Jousto	Kanadalle 12 %, Suomelle 10 % ja Italialle 13 %.	Kanadan jousto ei tilastollisesti merkitsevä, Suomelle 2 % ja Italialle 4 %.	
Campbell ja Cocco (2007)	Iso-Britannia, 1988-2000. UK family expenditure survey.	Jousto, lyhyt aikaväli	0-170 %*		*Riippuen henkilön iästä ja omistaako asunnon. Nuorille vuokra-asujille ei tilastollisesti merkitsevä, vanhemmille omistusasujille peräti 170 %. Rajakulutusalttiudeksi muutettuna jonkinlainen approksimaatio voisi olla noin 0-12 senttiä.
Varallisuusvaikutukset on ilmoitettu joustoina, jotka merkitsevät kuinka monta prosenttia kotitalouksien kulutus muuttuu kotitalouksien varallisuuden kasvaessa 100 %.					

3.3. Makrotason aineistoilla estimoidut rajakulutusalttiudet

Monet makrotason tutkimuksissa käytetyt aineistot pitävät sisällään samoja maita ja samoja ajanjaksoja, mistä voi johtua tulosten hieman vähäisempi hajonta mikrotason tutkimuksiin verrattuna. Hienoisena säännönmukaisuutena voisi ehkä todeta makroestimaattien olevan lievästi mikroestimaatteja suurempia – joskaan ero ei ole suuren suuri. Sen sijaan joustojen voi todeta olevan rajakulutuksiin nähden aineistosta riippuen tyypillisesti kaksin- tai kolminkertaisia, niin mikro- kuin makrotason tutkimuksissakin.

Edellä esitetyt päätelmät summaa melko hyvin Skinner (1996, 265), jonka estimoimat mikrotason estimaatit ovat jonkin verran makrotason estimaatteja pienempiä. Skinnerin (1996, 256, 265) tutkimuksessa estimoidaan makrotason kulutuksen joustojen olevan mallispesifikaatiosta riippuen 5-

14 %, minkä todetaan vastaavan karkeasti 6 sentin rajakulutusaltiutta. Skinnerin (1996, 265) raportoimat mikrotason rajakulutusaltiudet ovat vain 1–2 senttiä.

Makrotason tutkimuksissa Skinnerin (1996, 265) raportoima 6 sentin rajakulutusalttius asuntovarallisuudelle edustaa melko lailla estimaattien keskitasoa. Monissa tutkimuksissa on päädytty tulokseen, että asuntovarallisuuden kasvu ei kasvata kotitalouksien kulutusta tilastollisesti merkitsevästi (Sousa 2009, 18; Halonen 2012, 79). Monissa tutkimuksissa saadut estimaatit asuntovarallisuuden rajakulutusaltiudelle ovat myös melko pieniä (Skudelny 2009, 23; De Bonis & Silvestrini 2012, 423; Barrell, Costantini & Meco 2015, 319–320). Toisaalta suurimmissa arvioissa kulutuksen on estimoitu kasvavan lyhyellä aikavälillä 8 tai pitkällä aikavälillä jopa 10 senttiä asuntovarallisuuden kasvaessa euron (Benjamin ym. 2004, 350; Carroll, Otsuka & Slacelek 2011, 76).

Slacelek (2009, 23–25) estimoi varallisuuden kulutusvaikutukset sekä kullekin aineiston maalle että koko paneeliaineistolle. Slacelekin (2009, 23) saamien varallisuuden kulutusvaikutuksien keskiarvot maille saaduista tuloksista ovat 5 senttiä sekä asuntovarallisuudelle että finanssivarallisuudelle, edustaen siten estimaattien keskitasoa. Noin 5-6 sentin finanssivarallisuuden kulutusvaikutukseen päätyy myös Kerdrain (2011, 40) käyttäessään Yhdysvaltain, Japanin ja euroalueen aineistoja. Slacelek (2009, 25) saa paneeliestimoinneissaan asuntovarallisuuden kulutusvaikutukseksi ainoastaan 1,2 senttiä ja finanssivarallisuuden kulutusvaikutukseksi 2,8 senttiä. Myös Kerdrainin (2011, 40) raportoimat estimaatit asuntovarallisuudelle ovat jonkin verran pienempiä kuin finanssivarallisuudelle, Euroalueelle ja Japanille 1–1,5 senttiä ja Yhdysvalloille 5 senttiä. Slacelekin (2009, 25) lisäksi Skudelny (2009, 23) raportoi finanssivarallisuuden kulutusvaikutukselle hieman pienempiä estimaatteja käytettäessä paneeliaineistoa kuin käytettäessä euroalueen aggregoitua aineistoa. Slacelekin (2009) kanssa samansuuruisiin tuloksiin päätyvät myös Jaramillo ja Chailloux (2015, 19), joiden estimoitu asuntovarallisuuden kulutusvaikutus on 2,1 senttiä ja finanssivarallisuuden kulutusvaikutus 3 senttiä.

Asuntovarallisuuden finanssivarallisuutta suuremmasta kulutusvaikutuksesta ei ole tutkimusten perusteella varmuutta, vaan tuloksia on sekä puolesta että vastaan. Esimerkiksi Dvornak ja Kohler (2007, 129) raportoivat merkittävästi suuremman rajakulutusaltiuden finanssivarallisuudelle (6–9 senttiä) kuin asuntovarallisuudelle (3 senttiä). Toisaalta Benjamin ym. (2004, 350) sekä Carroll ym. (2011, 76) raportoivat suurempia asuntovarallisuuden kuin finanssivarallisuuden kulutusvaikutuksia, joskaan tutkimuksissa saadut erot vaikutusten välille eivät ole niin suuria, että niiden perusteella

voitaisiin tehdä luotettavia johtopäätöksiä. Myös Skinnerin (1996, 256) tulokset puoltavat suurempaa asuntovarallisuuden kulutusvaikutusta.

TAULUKKO 3. Makrotason aineistoilla estimoituja rajakulutusalttiuksia

Tekijä	Maat ja aineisto	Estimoidut parametrit	Asuntovarallisuuden varallisuusvaikutus	Finanssivarallisuuden varallisuusvaikutus	Huomioitavaa
Barrell, Costantini & Meco (2015)	Italia ja Iso-Britannia, 1972-2012. National Institute of Economic and Social Research.	Rajakulutusalttius, pitkä aikaväli	Italialle -0,3- 0,7. Iso-Britannialle 2,8-3.	Italialle 2,4-2,8 ja Iso-Britannialle 2,1-2,3	
Jaramillo & Chailloux (2015)	14 kehittynyttä maata, 1998-2012. OECD, Eurostat, ECB, BIS, NiGEM.	Rajakulutusalttius, pitkä ja lyhyt aikaväli	2,1	3	
De Bonis & Silvestrini (2012)	11 OECD-maata, 1997-2008.	Rajakulutusalttius, pitkä ikaväli	Reaalivarallisuudelle 0,5	3,6-4	
Hälonen (2012)	Suomi, 1975-2008. Tilastokeskus, Suomen Pankki, Svenska Handelshögskolan ja Pörssitieto.	Rajakulutusalttius, pitkä aikaväli	Ei ole tilastollisesti merkitsevä.	7,2	
Carroll, Otsuka & Slacalek (2011)	Yhdysvallat, 1960-2007. Aineiston päälähteet: Bureau of Economic Analysis ja FED.	Rajakulutusalttius, pitkä ja lyhyt aikaväli	Lyhyellä aikavälillä 2, pitkällä aikavälillä 4-10.	Lyhyellä aikavälillä 0,8, pitkällä aikavälillä 4	Carrollin, Otsukan & Slacalekin (2011, 67) suosittelemat mallit sisältävät odotukset työttömyydestä sekä keskuspankkikoron (fed funds rate).
Kerdrain (2011)	Yhdysvallat 1972-2009, FED. Japani 1976-2008, OECD. Euroalue 1981-2008, ECB & OECD.	Rajakulutusalttius, pitkä aikaväli.	Yhdysvalloissa 5 senttiä, Euroalueella ja Japanissa 1-1,5.	Kaikille maille noin 5-6.	
Sousa (2009)	Euroalue, 1980-2007. ECB.	Rajakulutusalttius, pitkä aikaväli	Hyvin pieni positiivinen/Ei tilastollisesti merkitsevä	0,7 lyhyellä aikavälillä, 1,4-1,9 pitkällä aikavälillä	
Skudelny (2009)	Euroalue, 1980-2006. Eurostat, BIS ja UNECE.	Rajakulutusalttius, lyhyt ja pitkä aikaväli	0,7-0,9	2,4-3,6, paneeliestimoinneissa 0,6-1,1	
Slacalek (2009)	16 OECD maata, 1961-2003.	Rajakulutusalttius, lyhyt ja pitkä aikaväli	Pitkällä aikavälillä maiden keskiarvo noin 5, paneeliestimoinneissa 1,2	Pitkällä aikavälillä maiden keskiarvo noin 5, paneeliestimoinneissa 2,8.	Asuntovarallisuuden kulutusvaikutus suurempi rahoitusmarkkinakeskeisille maille kuin pankkikeskeisille talouksille. Varallisuuden kulutusvaikutuksen lopullinen vaikutus on noin 2,5-kertaa välitöntä vaikutusta suurempi.
Dvornak ja Kohler (2007)	Australian osavaltioita 1984-2001, paneeliaineisto. Australian Bureau of Statistics.	Rajakulutusalttius, pitkä aikaväli	3	6-9	
Benjamin, Chinloy & Jud (2004)	Yhdysvallat 1952-2001. National income and product account (NIPA) ja FED.	Rajakulutusalttius, lyhyt aikaväli	8	2	
Varallisuusvaikutukset on ilmoitettu rajakulutusalttiuksina, jotka merkitsevät kuinka monta senttiä kotitalouksien kulutus muuttuu kotitalouksien varallisuuden kasvaessa euron.					

Kaiken kaikkiaan, yli 10 sentin rajakulutusalttiuksia ei oikeastaan esiinny finanssivarallisuudelle eikä asuntovarallisuudelle, mistä voikin päätellä rajakulutusalttiuksien olevan melkoisella varmuudella 0 ja 10 sentin välimaastossa. Kuten luvussa 3.1. pohdittiin, samainen 0–10 sentin

rajakulutusalttius on pääteltävissä asuntovarallisuudelle myös mikrotason tutkimuksista. Koostetut tulokset tässä luvussa esitellyistä makrotason tutkimuksissa saaduista rajakulutusalttiuksista ovat esitettyinä taulukossa 3.

3.4. Makrotason aineistoilla estimoidut joustot

Samalla tavoin, kun aiemmassa luvussa 3.2., myös tässä luvussa joustot raportoidaan prosentteina, kun asunto- tai finanssivarallisuus kasvaa 100 %. Kenties keskeisimpiä makrotason tutkimuksista ovat Case ym. (2005) ja sen osittain päivitetty versio Case ym. (2013), joissa molemmissa estimoidaan asunto- ja finanssivarallisuuden kulutusvaikutukset monilla eri mallispesifikaatioilla, käyttäen laajoja paneeliaineistoja. Case ym. (2005, 17) estimoivat kansainvälisellä paneeliaineistoilla kulutuksen pitkän aikavälin joustoksi asuntovarallisuuden suhteen mallispesifikaatiosta riippuen 11–17 % ja Yhdysvaltain osavaltiotason aineistolla vastaavaksi joustoksi 4–9 %. Sisällytettäessä malleihin autokorreloituneet virhetermit, osuvat estimaatit samoille väleille (Case ym. 2005, 19). Differenssimuodossa estimoidut lyhyen aikavälin estimaatit kulutuksen joustoksi asuntovarallisuuden suhteen ovat kansainvälisesti 12–15 % ja USA:n osavaltioille 3–4 %, eli ainakin USA:n osavaltioille jonkin verran pitkän aikavälin estimaatteja pienempiä (Case ym. 2005, 20).

Casen ym. (2005, 17–20) tulokset vahvistavat käsitystä asuntovarallisuuden finanssivarallisuutta suuremmasta kulutusvaikutuksesta, sillä kansainvälisesti finanssivarallisuudelle ei saada tilastollisesti nollasta poikkeavaa vaikutusta kulutukseen kuin vain yhdessä pitkän aikavälin mallissa, eikä ollenkaan tilastollisesti nollasta poikkeavaa vaikutusta missään lyhyen aikavälin mallispesifikaatioista. USA:n osavaltiotason aineistolla Casen ym. (2005, 17–20) estimoima finanssivarallisuuden pitkän aikavälin kulutusvaikutus on myös huomattavasti asuntovarallisuuden kulutusvaikutusta pienempi (vaikutuksen ollessa 3–6 %), eikä lyhyellä aikavälillä vaikutus ole tilastollisesti merkitsevä. Casen ym. (2013, 117–119) laajemmalla USA:n osavaltiotason aineistolla saamat estimointitulokset eivät merkittävästi eroa aiemmista. Hienoisena eroavaisuutena voi todeta laajemmalla aineistolla saatujen estimaattien olevan aavistuksen suurempia ja joissain tapauksissa tilastollisesti aiempaa merkitsevempiä (Casen ym. 2013, 102–103).

Case ym. (2005, 5) esittävät joitakin perusteluja asunto- ja finanssivarallisuuden erisuuruksille kulutusvaikutuksille. Teoreettisesti erot asuntovarallisuuden ja finanssivarallisuuden kulutusvaikutuksissa voivat selittyä monella tapaa. Kotitaloudet voivat mieltää varallisuuden kasvun

joko pysyväksi tai tilapäiseksi eri varallisuuserille. Kotitalouksilla voi myös olla perinnönjättämisen motiivi, joka on esimerkiksi verotuksellisista syistä voimakkaampi jollekin varallisuuden erälle. Kotitaloudet voivat myös nähdä jonkin varallisuuserän kasaamisen itse tarkoituksena, minkä vuoksi tämän varallisuuserän kasautumisella ei ole vaikutusta kulutukseen. Kotitalouksien voi myös olla vaikea mitata omaa varallisuuttaan tai edes tietää mitä se on kullakin ajanhetkellä. (Case ym. 2005, 5.)

Toisaalta on myös mahdollista, että varallisuutta eritellään erilaisille ”mentaalitileilleen”, joita käsitellään (*framing*) eri tavoin (Skinner 1996, 248; Case ym. 2005, 5). Shefrinin ja Thalerin (1988) esittämän *framingin* perusajatuksena on, että pysyvämmät varallisuuserät kulutetaan vasta likvidimpien varallisuuserien jälkeen. Shefrinin ja Thalerin (1988, 629) esittämien oletusten mukaan esimerkiksi kotitalouksien kulutus voitaisiin pyrkiä tahdonvoiman avulla rahoittamaan ainoastaan tuloilla, pyrkien pitämään siten varallisuus tasaisena – tämän tyyppinen käyttäytyminen voisi osaltaan selittää kulutuksen voimakasta riippuvuutta tuloista ja vähäistä varallisuuden kulutusvaikutusta. Shefrin ja Thaler (1988, 637) olettavat osinkojen tulevan suuremmalta osin kulutetuiksi kuin osakkeiden arvonnousun, sillä osingot ovat osakkeita likvidimpiä. *Framing* -ajatuksen mukaan finanssivarallisuus olisi likvidimpänä omaisuuseränä asuntovarallisuutta helpompi kuluttaa, mistä johtuen finanssivarallisuuden kulutusvaikutuksen voisi olettaa olevan asuntovarallisuuden kulutusvaikutusta suurempi. Eräs syy suosia, kerätä ja jättää kuluttamatta asuntovarallisuutta voi olla epävarmuuden välttäminen, sillä vuokralla asuva kohtaa merkittävää vaihtelua vuokrissaan, mutta omistusasuja on suojaautunut asumiskustannuksiin liittyvää epävarmuutta vastaan (Sinai & Souleles 2005, 785).

Casen ym. (2005) ja (2013) kanssa hyvin samankaltaisia tuloksia on saatu monien muiden maiden aineistoilla. Chenin (2006, 341–342) Ruotsin aineistolla saama kokonaiskulutuksen jousto asuntovarallisuuden suhteen on pitkällä aikavälillä 11 % ja lyhyellä aikavälillä 6,4 %, kun asuntovarallisuus kasvaa 100 %. Suomelle puolestaan on saatu kulutuksen joustoksi asuntovarallisuuden suhteen peräti 21–25 % (Salo 2009, 57).

Peltonen, Sousa ja Vansteenkiste (2012, 164) tutkivat varallisuuden kulutusvaikutusta 14 kehittyvän maan aineistolla, saaden kulutuksen asuntovarallisuusjoustoksi 2,8–5 % ja kulutuksen finanssivarallisuusjoustoksi 2,6–3 %. Asuntovarallisuuden kulutusvaikutuksen havaitaan olevan olennainen maissa, joissa on matala osakemarkkinoiden aktiivisuus. Finanssivarallisuuden kulutusvaikutus sen sijaan on suurempi maissa, joissa on korkea finanssi-instituutioiden kehityksen

taso. Kulutuksen havaitaan myös olevan herkempi muutoksille asuntovarallisuudessa, kun tulotaso maassa on matala. Saatujen tulosten tulkitaan korostavan kotitalouksien asuntovarallisuuden suhteellista tärkeyttä maissa, joissa on alhainen finanssi-instituutioiden kehityksen taso tai alhainen tulotaso. Toisin sanoen, tulosten perusteella asuntovarallisuuden merkitys kotitalouksien suurimpana omaisuuseränä korostuu, kun maan finanssi-instituutioiden kehityksen taso on alhainen. Kulutuksen voimakas herkkyys muutoksille asuntovarallisuudessa alhaisen tulotason maissa puolestaan antaa todisteita siitä, että kotitalouksien kulutuskäyttäytyminen on ei-lineaarista tulotason suhteen. Ei-lineaarisuus on tulkittavissa tuloksista siten, että kotitalouksien rajakulutusalttius asuntovarallisuuden suhteen on suurempi maissa, joissa tulotaso on matala. (Peltonen ym. 2012, 156, 161–162, 164.)

Rahoitusmarkkinoiden vaikutusta varallisuuden kulutusvaikutukseen on pyritty selvittämään muutamissa tutkimuksissa vertailemalla erikseen varallisuuden kulutusvaikutusta rahoitusmarkkinakeskeisissä ja pankkikeskeisissä talouksissa. Ludwig ja Sløk (2004, 12) saavat perusmalleissaan kulutuksen finanssivarallisuusjoustoksi pankkikeskeisille talouksille 2,5 % ja rahoitusmarkkinakeskeisille talouksille 5,2 %, finanssivarallisuuden kasvaessa 100 %. Kulutuksen finanssivarallisuusjousto on myös kasvanut yli ajan (Ludwig & Sløk 2004, 18). Myös Slacelekin (2009, 25) tulosten mukaan pankkikeskeisillä mailla on rahoitusmarkkinakeskeisiä (anglosaksisia) maita pienempi varallisuuden kulutusvaikutus. Slacelekin (2009, 5, 23) tutkimuksessa keskeinen havainto on, että pitkän aikavälin varallisuusvaikutus on noin 2,5-kertainen lyhyen aikavälin välittömään varallisuusvaikutukseen verrattuna.

Merkittäviksi katsotut tutkimukset, joissa makrotason kulutuksen varallisuusjoustot on estimoitu, ovat koostetusti taulukossa 4. Kuten taulukosta 4 on havaittavissa, myös aggregaattitason kulutuksen varallisuusjoustoja estimoitaessa on muutamissa tutkimuksissa päädytty tulokseen, että asuntovarallisuuden kasvu ei kasvata kotitalouksien kulutusta tilastollisesti merkitsevästi (Phang 2004, 117; Ludwig & Sløk 2004, 12). Selkeästi vallitsevampi näkemys kuitenkin on, että asuntovarallisuuden ja finanssivarallisuuden kasvu kasvattaa kotitalouksien kulutusta, asuntovarallisuuden kulutusvaikutuksen ollessa aavistuksen finanssivarallisuuden kulutusvaikutusta suurempi. Lähes poikkeuksetta tutkimustuloksissa 100 % kasvun asuntovarallisuudessa todetaan kasvattavan kotitalouksien kulutusta aggregaattitasolla 0–20 %. Lähes vastaava arvio voitiin tehdä myös mikrotason kulutuksen varallisuusjoustoja käsittelevästä kirjallisuudesta. Vastaavasti finanssivarallisuuden 100 % kasvun havaitaan kasvattavan kotitalouksien kulutusta suurin piirtein 0–10 %.

TAULUKKO 4. Makrotason aineistoilla estimoituja kulutuksen varallisuusjoustoja

Tekijä	Maat ja aineisto	Estimoidut parametrit	Asuntovarallisuuden varallisuusvaikutus	Finanssivarallisuuden varallisuusvaikutus	Huomioitavaa
Case ym. (2013)	Yhdysvaltain osavaltioita 1975-2012, paneelaineisto. Aineisto on koostettu useasta lähteestä.	Jousto, pitkä ja lyhyt aikaväli	4,4-18 % pitkällä aikavälillä, 3,8-6,6 % lyhyellä aikavälillä*	2,8-7,5 % pitkällä aikavälillä, 1,4-2,7 % lyhyellä aikavälillä*	*Lyhyen aikavälin estimaatit ovat instrumenttimuuttajia käyttäen: finanssivarallisuudelle - 3,9-9,4 %, asuntovarallisuudelle 8,3-16,4 %.
Peltonen, Sousa & Vansteenkiste (2012)	14 kehittyvää taloutta, 1975-2008. Aineisto: CEIC, IMF & Haver Analytics.	Jousto, lyhyt aikaväli	2,8-5 %	2,6-3 %	
Salo (2009)	OECD, 1995-2006 ja Suomi.	Jousto, pitkä aikaväli	OECD maille pitkällä aikavälillä 9 %, Suomelle 21-25 %		
Chen (2006)	Ruotsi, 1980-2004. Statistics Bureau of Sweden, EuroStat & OECD Economic Outlook, 2004.	Jousto, pitkä ja lyhyt aikaväli	11 % pitkällä aikavälillä, 6,4 % lyhyellä aikavälillä		
Case ym. (2005)	14 teollisuusmaata 1975-1999, paneelaineisto. Aineisto on koostettu useasta lähteestä.	Jousto, pitkä ja lyhyt aikaväli	11-16,6 % pitkällä aikavälillä, 12,8-14,7 % lyhyellä aikavälillä	Pieni positiivinen tai ei tilastollisesti merkitsevää vaikutusta pitkällä eikä lyhyellä aikavälillä	
Case ym. (2005)	Yhdysvaltain osavaltioita 1982-1999, paneelaineisto. Aineisto on koostettu useasta lähteestä.	Jousto, pitkä ja lyhyt aikaväli	4,7-8,6 % pitkällä aikavälillä, 3-3,8 % lyhyellä aikavälillä	2,8-6,3 % pitkällä aikavälillä, ei tilastollisesti merkitsevä lyhyellä aikavälillä	
Ludwig ja Slok (2004)	OECD, 1960-2000.	Jousto, pitkä aikaväli	Ei tilastollisesti merkitsevä	2,5-5,3 %	Finanssivarallisuuden kulutusvaikutus on suurempi rahoitusmarkkinakeskeisille talouksille kuin pankkikeskeisille
Phang (2004)	Singapore, 1981-2000. Aineisto: Singapore's Ministry of Trade and Industry & Residential Property Price Index.	Jousto, lyhyt aikaväli	Ei tilastollisesti merkitsevä		
Skinner (1996)	Yhdysvallat 1950-1992. Finanssi- ja asuntovarallisuus: Federal Reserve System, kulutus ja tulot: Survey of Current Business.	Jousto, lyhyt aikaväli	5,2-14,3 %	0-5 %	
Varallisuusvaikutukset on ilmoitettu joustoina, jotka merkitsevät kuinka monta prosenttia kotitalouksien kulutus muuttuu kotitalouksien varallisuuden kasvaessa 100 %.					

Vaikka joustoja ei voi suoraan muuttaa rajakulutusalttiuksiksi, voidaan todeta 0–20 % kulutuksen varallisuusjouston, varallisuuden kasvaessa 100 %, vastaavan suurin piirtein aiemmin arvioitua 0–10 sentin rajakulutusalttiutta. Kyseinen päättely seuraa siitä, että kotitalouksien asunto- ja finanssivarallisuuden voi olettaa olevan aggregaattitasolla, aineistosta riippuen, keskimäärin kaksinkertainen tai kolminkertainen kotitalouksien vuotuisen kulutukseen verrattuna. Tässä tutkielmassa käytettävässä aineistossa kotitalouksien asuntovarallisuus on keskimäärin noin kaksinkertainen

kotitalouksien vuotuisen kulutukseen nähden. Kotitalouksien finanssivarallisuus puolestaan on aineistossa keskimäärin noin 3,5-kertainen kotitalouksien vuotuisen kulutukseen suhteutettuna.

Kotitalouksien kulutuksen sekä asunto- ja finanssivarallisuuden tasot vaihtelevat maittain suuresti: tässä tutkielmassa käytettävän aineiston maista esimerkiksi Alankomaissa, Ruotsissa ja Tanskassa kotitalouksien finanssivarallisuus on 2015 lopussa ollut yli kuusinkertainen kotitalouksien vuotuisen kulutukseen verrattuna. Tutkimuksissa käytettävällä aineistolla onkin keskeinen vaikutus estimointituloksiin. Mikäli käytettävässä aineistossa varallisuuden suhde kulutukseen nähden on suuri, on varallisuuden prosentuaalinen muutos absoluuttisesti suuri, mikä voi saada aikaan suuria kulutuksen varallisuusjoustojen estimaatteja.

Paitsi että tulokset riippuvat käytettävästä aineistosta, tulokset riippuvat myös kulloinkin käytettävästä estimointiyhtälöstä. Tutkimuksissa esitetyt tavat estimoida varallisuuden vaikutus kotitalouksien kulutukseen eroavatkin jonkin verran tutkimusten välillä, hankaloittaen siten tutkimustulosten vertailtavuutta. Vaikka tulokset vaihtelevat melko paljon, on aineistojen ja estimointimenetelmien eroavaisuudesta aiheutuva vaihtelu tuloksissa kuitenkin melko luonnollista. Taulukoista 3 ja 4 nähdään, että vaikka tulokset vaihtelevat melko paljon, on saman suuruusluokan estimaatteja saatu hyvin monilla aineistoilla ja eri estimointimenetelmillä. Lisäksi käytettäessä paneeliaineistoa monesta maasta ja monilta eri ajankohdilta, voi maiden välisen vaihtelun vaikutuksen saatuihin estimointituloksiin olettaa suhteellisesti vähenevän.

Loppupäätelmänä aiempien tutkimusten perusteella voidaan sekä asunto- että finanssivarallisuuden todeta todennäköisesti vaikuttavan kotitalouksien kulutukseen positiivisesti. Aiempien tutkimusten perusteella kotitalouksien kulutus kasvaa arviolta noin 0–10 senttiä asuntovarallisuuden kasvaessa euron, mikä vastaa noin 0–20 % kulutuksen kasvua asuntovarallisuuden kasvaessa 100 %. Finanssivarallisuuden vaikutus kotitalouksien kulutukseen on aiemmista tutkimuksista pääteltävän konsensusnäkemysten perusteella ehkä noin puolet asuntovarallisuuden kulutusvaikutuksesta.

Varsin pientä finanssivarallisuuden kulutusvaikutusta tukevat hyvin monet sekä mikro- että makrotason tutkimukset, vaikkakin monia poikkeuksia on löydetävissä. Finanssivarallisuuden puolet asuntovarallisuutta pienempi kulutusvaikutus on pääteltävissä parhaiten ennen kaikkea makrotason aineistoilla estimoiduista kulutuksen joustoista finanssivarallisuuden suhteen, jotka olivat kaikissa tarkasteltavissa tutkimuksissa 0 ja 10 % välillä, finanssivarallisuuden kasvaessa 100 %. Myös makrotason tutkimuksissa estimoidut rajakulutusalttiudet finanssivarallisuudelle olivat varsin pieniä.

Kahdeksassa makrotason tutkimuksessa kymmenestä kulutuksen kasvuksi saadaan vain 0–5 senttiä, kun finanssivarallisuus kasvaa euron. Monissa tutkimuksissa varsin pieneksi estimoidut rajakulutusalttiudet finanssivarallisuudelle tukevat finanssivarallisuuden arviolta noin puolet asuntovarallisuutta pienempää kulutusvaikutusta.

4. Tutkimusaineisto ja kuvaileva analyysi

Aineistona tutkielmassa käytetään maatason paneeliaineistoa vuosilta 2000–2015. Aineisto on koottu Eurostatin tilastoista, 20 Euroopan maasta. Tiedot kotitalouksien asuntovarallisuudesta (*dwelling*s) ovat Eurostatin (2016a) tilastosta. Kotitalouksien velat (*total financial liabilities*) sekä finanssivarallisuudet (*total financial assets*) ovat saatavilla Eurostatin (2016b) tilastosta. Tiedot kotitalouksien asuntovarallisuudesta ovat viimeiseltä vuodelta monen maan osalta hieman puutteelliset. Myös paneelin alkuvuosilta puuttuu kotitalouksien finanssivarallisuuden osalta tietoja Latvialta 2000–2003, Puolalta 2000–2002 ja Slovenialta 2000. Tiedot kotitalouksien tuloista sekä kulutuksesta puuttuvat Liettualta 2000–2003. Paneeli ei siten joidenkin puuttuvien havaintojen vuoksi ole täydellinen. Havaintopisteitä estimoinneissa on kaiken kaikkiaan 301.

Eurostatin tilastoista on valittu ”kotitalouksien ja kotitalouksia palvelevien voittoa tavoittelemattomien yhteisöjen” luvut, jotka ovat hieman suurempia kuin pelkät kotitalouksien luvut, mutta keskenään vertailukelpoisia. Näin toimittiin, sillä pelkkien kotitalouksien lukuja ei ole sellaisenaan saatavilla kaikista tilastoista eikä kaikilta mailta. Luvuista puhutaan jatkossa yksinkertaisuuden vuoksi kotitalouksien lukuina, sillä kotitaloudet muodostavat pääosan luvuista ja ”kotitalouksia palvelevien voittoa tavoittelemattomien yhteisöjen” merkitys on vähäinen. Esimerkiksi kotitalouksien kulutuksen osalta pelkkien kotitalouksien luvut muodostivat yli 95 % ”kotitalouksien ja kotitalouksia palvelevien voittoa tavoittelemattomien yhteisöjen” luvuista jokaisessa 18 maassa, joista pelkkien kotitalouksien luvut olivat saatavilla (Eurostat 2016c).

Tutkielmassa käytetty aineisto on saatavilla euromääräisenä, kunkin vuoden käyvin hinnoin (*current prices*). Estimointeja varten kaikki muuttujat deflatoidaan Eurostatin (2016e) tilastosta saatavia maakohtaisia kuluttajahintaindeksejä käyttäen. Muuttujat muutetaan myös per capita -muotoon Eurostatin (2016f) väestötietoja käyttäen.

Kotitalouksien tuloina tutkielmassa käytetään kotitalouksien oikaistua käytettävissä olevaa nettotuloa (*adjusted disposable income, net*). Case ym. (2013, 115) käyttivät tutkimuksessaan henkilökohtaista tuloa (*personal income*), joka on pääsääntöisesti hieman suurempi kuin käytettävissä oleva tulo. Tässä tutkielmassa käytetään kuitenkin käytettävissä olevaa tuloa, joka sisältää saadut sekä maksetut tulonsiirrot. Oikaistu käytettävissä oleva tulo sisältää lisäksi luontoismuotoiset sosiaaliset tulonsiirrot. Käytettävissä olevan tulon käsite on siten lähempänä taloustieteessä ymmärrettävän tulon käsitettä

(OECD 2014)¹¹. Kotitalouksien tulot ja kotitalouksien kulutus ovat saatavilla Eurostatin (2016c) tilastosta. Lisäksi tutkielman kuvailevassa osiossa 4.1. käytetään Eurostatin (2016d) tilastoa Euroopan valtioiden bruttokansantuotteista. Tarkemmat lähdetiedot kuvailevista ja estimoinneissa käytettävistä muuttujista ovat lähdeluettelon lisäksi kootusti liitteessä 2.

4.1. Tutkielmassa käytettävien muuttujien tunnusluvut ja aggregaattitason muuttujien kehitys 2000–2015

Tässä tutkielmassa tehdään ensin muutamia poikkileikkaustarkasteluja aikaväliltä 2007–2009, minkä jälkeen tehdään useita paneeliestimointeja käyttäen koko ajanjaksoa 2000–2015. Ensin tehtävissä poikkileikkaustarkasteluissa käytettävä aineisto on melko pieni ($N = 20$). Poikkileikkaustarkasteluja varten käytettävästä paneeliaineistosta luodaan muutama uusi muuttuja. Nämä muuttujat esitellään myöhemmin luvussa 5.1.. Tässä luvussa esitellään kuitenkin kaikkien tässä tutkielmassa käytettävien muuttujien keskeiset tunnusluvut. Lukija voikin myöhemmin palata tarkastelemaan tutkielmassa käytettävien muuttujien tunnuslukuja niin halutessaan. Poikkileikkausaineiston muuttujien keskeiset tunnusluvut ovat esitettyinä taulukossa 5 ja paneeliaineiston muuttujien tunnusluvut ovat taulukossa 6.

TAULUKKO 5. Poikkileikkausaineiston 2007–2009 muuttujien tunnusluvut

	Keskiarvo	Keskihajonta	Minimi	Maksimi	Lukumäärä
<i>AVsuhde_2007</i>	0,54	0,15	0,31	0,85	20
<i>FVsuhde_2007</i>	0,74	0,21	0,38	1,16	20
<i>AVS_07-09</i>	-0,03	0,10	-0,39	0,12	20
<i>FVS_07-09</i>	-0,04	0,08	-0,24	0,10	20
<i>C_07-09 (reaalinen muutos euroa per capita)</i>	-992,84	1 897,58	-8 113,24	1 181,21	20
<i>H_07-09 (reaalinen muutos euroa per capita)</i>	-912,61	3 645,74	-9 692,64	3 028,71	20
<i>F_07-09 (reaalinen muutos euroa per capita)</i>	-3 407,99	6 665,87	-27 260,00	6 644,36	20
<i>Y_07-09 (reaalinen muutos euroa per capita)</i>	-497,65	1 798,96	-6 951,48	1 506,33	20
<i>C_07-09/C_07</i>	-0,06	0,11	-0,28	0,18	20
<i>Y_07-09/Y_07</i>	-0,02	0,09	-0,22	0,20	20

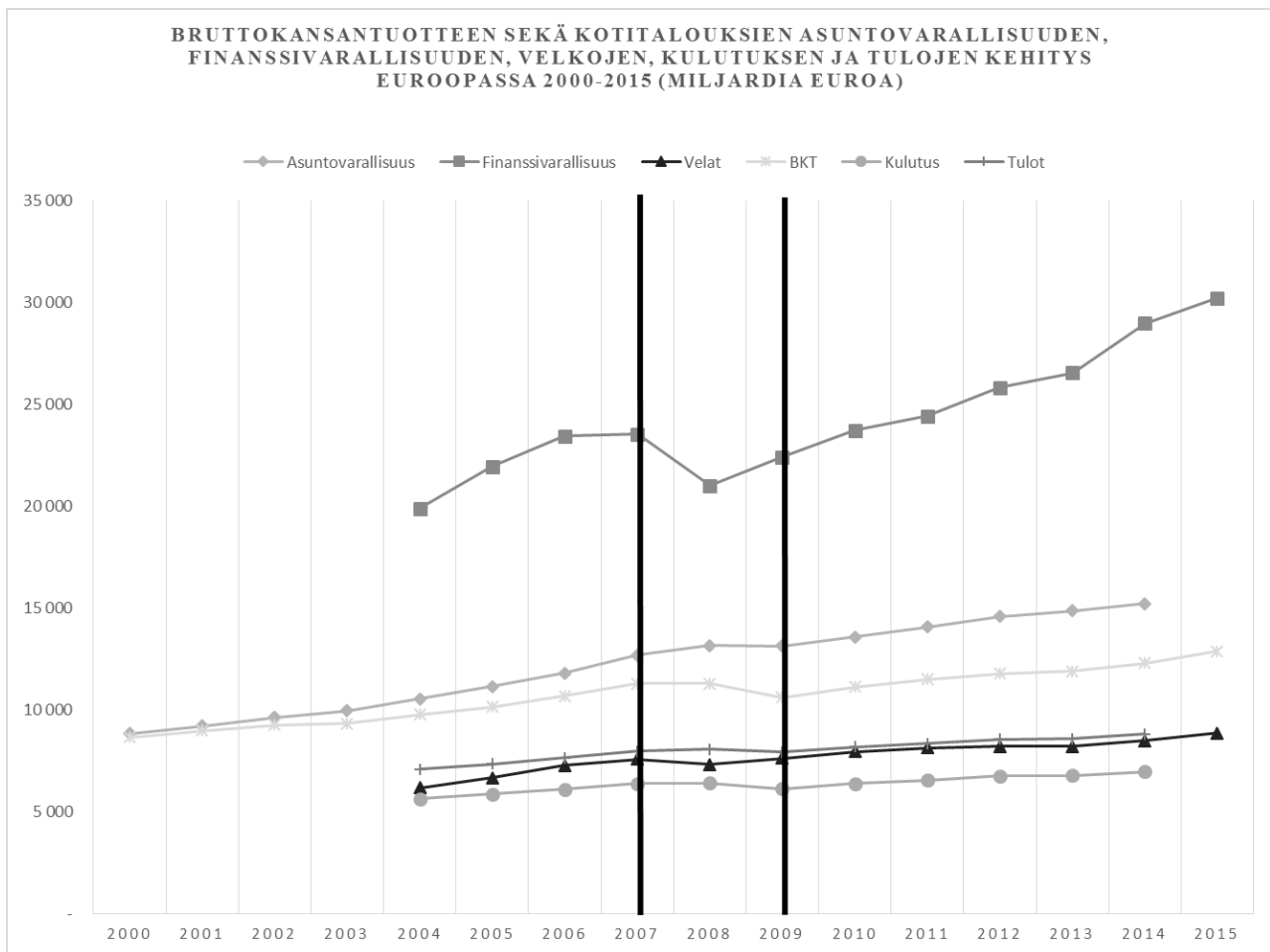
¹¹ Erot maiden välillä esimerkiksi hyvinvointipalveluissa tulevat paremmin huomioiduksi käytettäessä oikaistua käytettävissä olevaa reaalitytöä. Monessa maassa hyvinvointipalveluita tuotetaan suurelta osin verovaroin ja toisissa taas palvelut ostetaan henkilökohtaisin varoin. ”Käytettävissä oleva tulo voidaan nähdä maksimaalisena määränä yksiköitä, joka voidaan kuluttaa hyödykkeisiin ja palveluihin vähentämättä finanssi- tai ei-finaanssivarallisuutta tai kasvattamatta vastuuta.” (OECD 2014.)

TAULUKKO 6. Tutkielmassa käytettävän paneeliaineiston 2000–2015 muuttujien tunnusluvut

	Keskiarvo	Keskihajonta	Minimi	Maksimi	Lukumäärä
<i>Nimellinen H (miljoonaa euroa)</i>	630 908,84	978 228,36	7 036,80	4 161 538,00	313
<i>Nimellinen C (miljoonaa euroa)</i>	308 540,70	449 131,29	3 376,10	1 675 204,00	318
<i>Nimellinen F (miljoonaa euroa)</i>	1 168 954,04	1 759 372,92	3 650,70	8 261 899,30	312
<i>Nimellinen Y (miljoonaa euroa)</i>	395 085,64	566 579,48	4 039,00	2 140 946,00	314
<i>Nimellinen D (miljoonaa euroa)</i>	364 462,74	546 500,08	245,80	2 380 126,70	312
<i>KHI (2015=100)</i>	86,81	11,19	51,95	103,42	320
<i>Populaatio (miljoonaa)</i>	20,26	24,70	0,69	82,54	320
<i>H per capita (euroa)</i>	28 038,12	14 680,48	2 685,24	52 372,36	313
<i>C per capita (euroa)</i>	13 986,45	6 551,47	3 367,12	28 970,98	318
<i>F per capita (euroa)</i>	49 968,81	38 623,41	2 152,65	145 336,66	312
<i>Y per capita (euroa)</i>	17 809,43	8 705,29	4 407,90	31 971,97	314
<i>D per capita (euroa)</i>	17 694,97	15 940,41	101,90	68 217,32	312
<i>Log H per capita</i>	10,04	0,73	7,90	10,87	313
<i>Log C per capita</i>	9,41	0,56	8,12	10,27	318
<i>Log F per capita</i>	10,38	1,06	7,67	11,89	312
<i>Log Y per capita</i>	9,63	0,60	8,39	10,37	314
<i>Log D per capita</i>	9,25	1,19	4,62	11,13	312
<i>D (Log H per capita)</i>	0,02	0,07	-0,51	0,50	293
<i>D (Log C per capita)</i>	0,01	0,06	-0,24	0,22	298
<i>D (Log F per capita)</i>	0,04	0,09	-0,35	0,33	292
<i>D (Log Y per capita)</i>	0,01	0,05	-0,22	0,20	294
<i>D (Log D per capita)</i>	0,07	0,13	-0,28	0,97	292

Vaikkakin tutkielman empiirisessä osiossa ei käytetä aggregaattitason arvoja muuttujille, antavat aggregaattitason arvot hyvän käsityksen keskeisten muuttujien kehityksestä aineistossa tarkasteltavalla ajanjaksolla. Kuvassa 1 on esitettyä kotitalouksien asunto- ja finanssivarallisuuden, velkojen, tulojen ja kulutuksen sekä bruttokansantuotteiden nimellisten arvojen kehitys aggregoituna tarkasteltavissa 20 Euroopan maassa. Kuvassa 1 on pystyviivoin havainnollistettu finanssikriisin aiheuttama taantuma 2007–2009¹².

¹² Finanssikriisin aikaisesta laskusuhdanteesta puhutaan tutkielmassa taantumana, sillä jokainen tarkasteltavista maista kävi taantumassa vuosien 2007–2009 aikana. Erityisen ankarana vaiheena Euroopassa voidaan pitää 2008 kahden viimeisen vuosineljänneksen ja 2009 kahden ensimmäisen vuosineljänneksen välistä aikaa, jonka sisällä kaikissa tarkasteltavissa maissa toteutui hetkellisesti taantumana virallisena määritelmänä yleisesti pidettävä kahden vuosineljänneksen negatiivinen bruttokansantuotteen kasvu. (Eurostat 2016d.)



KUVA 1. Bruttokansantuotteen sekä kotitalouksien asuntovarallisuuden, finanssivarallisuuden, velkojen, kulutuksen ja tulojen kehitys Euroopassa¹³ 2000–2015. Lähteet: Eurostat (2016a), Eurostat (2016b) ja Eurostat (2016d).

Vuonna 2007 käynnistynyt finanssikriisi näkyy kuvan 1 kaikissa kuudessa aikasarjassa hieman laskevana syklinä muuten nousevassa trendissä. Finanssikriisin vaikutus varallisuuteen näkyy kaikkein selkeimmin finanssivarallisuudessa, jonka arvo laski alimmilleen 2008. Asuntovarallisuuden osalta pudotus oli maltillisempi, mutta jatkui aina vuoteen 2009 asti. Finanssivarallisuuden osalta toipuminen taantumasta on tapahtunut nopeasti, kun taas asuntovarallisuuden tapauksessa toipuminen finanssikriisistä on ollut aavistuksen heikompaa. Bruttokansantuotteessa taantuma on havaittavissa ennen kaikkea vuosina 2008 ja 2009. Tarkasteltaessa kotitalouksien kulutuksen ja tulojen kehitystä, havaitaan niiden kehityksen vuosien 2004 ja 2014 välillä muistuttavan hyvin paljon toisiaan. Kotitalouksien tulojen ja kulutuksen

¹³ Luvut on summattu tutkimuksessa mukana olevien 20 Euroopan maan luvuista.

kehityksen havaitaan muistuttavan melko lailla myös bruttokansantuotteen kehitystä – tämä ei tosin liene mitenkään yllättävää, sillä bruttokansantuote on mittarina hyvin lähellä bruttokansantuloa.

Jo aggregaattitason silmämääräisen tarkastelun perusteella on oletettavissa, että kotitalouksien tulot kykenevät selittämään hyvin suuren osuuden kotitalouden kulutuksesta. Eräänä huomionarvoisena seikkana kuitenkin on, että kulutuksen osalta taantuma vuosien 2008–2009 aikana näyttäytyy hieman jyrkempänä kuin tuloissa. Voikin olla, että kotitalouksien tulot eivät kykene selittämään yhtä hyvin tätä lyhyen aikavälin kulutuksen pudotusta kuin ne kykenevät selittämään tarkasteltavalla ajanjaksolla tapahtuvaa trendinomaista kulutuksen kasvua.

Kuvassa 1 olevalla aikavälillä 2004–2014 tarkasteltavissa maissa yhteenlaskettu asuntovarallisuus kasvoi nimellisesti keskimäärin 3,7 %, finanssivarallisuus 3,8 %, kotitalouksien velkaantuminen 3,2 %, kulutus sekä tulot 2,2 % ja bruttokansantuote 2,3 % vuodessa. Kuluttajahintaindeksin vuosimuutos euroalueella on ollut vastaavalla aikavälillä keskimäärin 1,9 %, joten reaalisen BKT:n kasvu on ollut historiaan verraten melko heikkoa. Kotitalouksien varallisuus sekä velkaantuneisuus kasvoivat tarkasteltavalla ajanjaksolla kuitenkin huomattavasti bruttokansantuotetta ja yleisiä kuluttajahintoja nopeammin. (Eurostat 2016a; Eurostat 2016b; Eurostat 2016d; Eurostat 2016e.)

Aineiston muuttujien arvot eroavat jonkin verran maiden välillä. Tätä maiden välistä niin sanottua poikittaisvaihtelua pyritään hyödyntämään, joissakin tutkielman myöhemmin tehtävissä estimoinneissa. Jotta lukijalle hahmottuisi maiden välisen vaihtelun mittaluokka, on eri maiden tietoja koottu taulukkoon 7. Taulukossa 7 esitetyt, tutkielmassa käytettävien keskeisten muuttujien arvot ovat vuodelta 2014. Vuotta 2014 käytetään taulukossa muuttujien arvojen havainnollistamiseen, sillä se on viimeinen vuosi, jolta on saatavilla kaikista maista täydelliset tiedot kaikista muuttujista.

Taulukosta 7 havaitaan muuttujien absoluuttisten arvojen vaihtelevan maittain merkittävästi. Erityisen paljon vaihtelevat kotitalouksien asunto- ja finanssivarallisuuden arvot maiden välillä. Eniten asuntovarallisuutta omaavan maan asuntovarallisuus per capita on yli 13-kertainen vähiten asuntovarallisuutta per capita omaavaan maahan nähden. Myös finanssivarallisuuden osalta vastaava vaihteluväli on yli 13-kertainen. Sen sijaan kotitalouksien kulutuksen osalta eniten henkilöä kohden kuluttavan maan kotitalouden kulutus on ainoastaan hieman yli nelinkertainen vähiten henkilöä kohden kuluttavaan talouteen nähden. Taulukon 7 perusteella voidaankin sanoa Euroopan maiden eroavan erityisen voimakkaasti kotitalouksien varallisuuden suhteen. Karkeasti Euroopan valtiot

voidaankin yhä jakaa kotitalouksien varallisuuden perusteella vauraisiin Länsi-Euroopan valtioihin ja varallisuudeltaan köyhiin, ”rautaesiripun” takaisiin, Itä-Euroopan valtioihin.

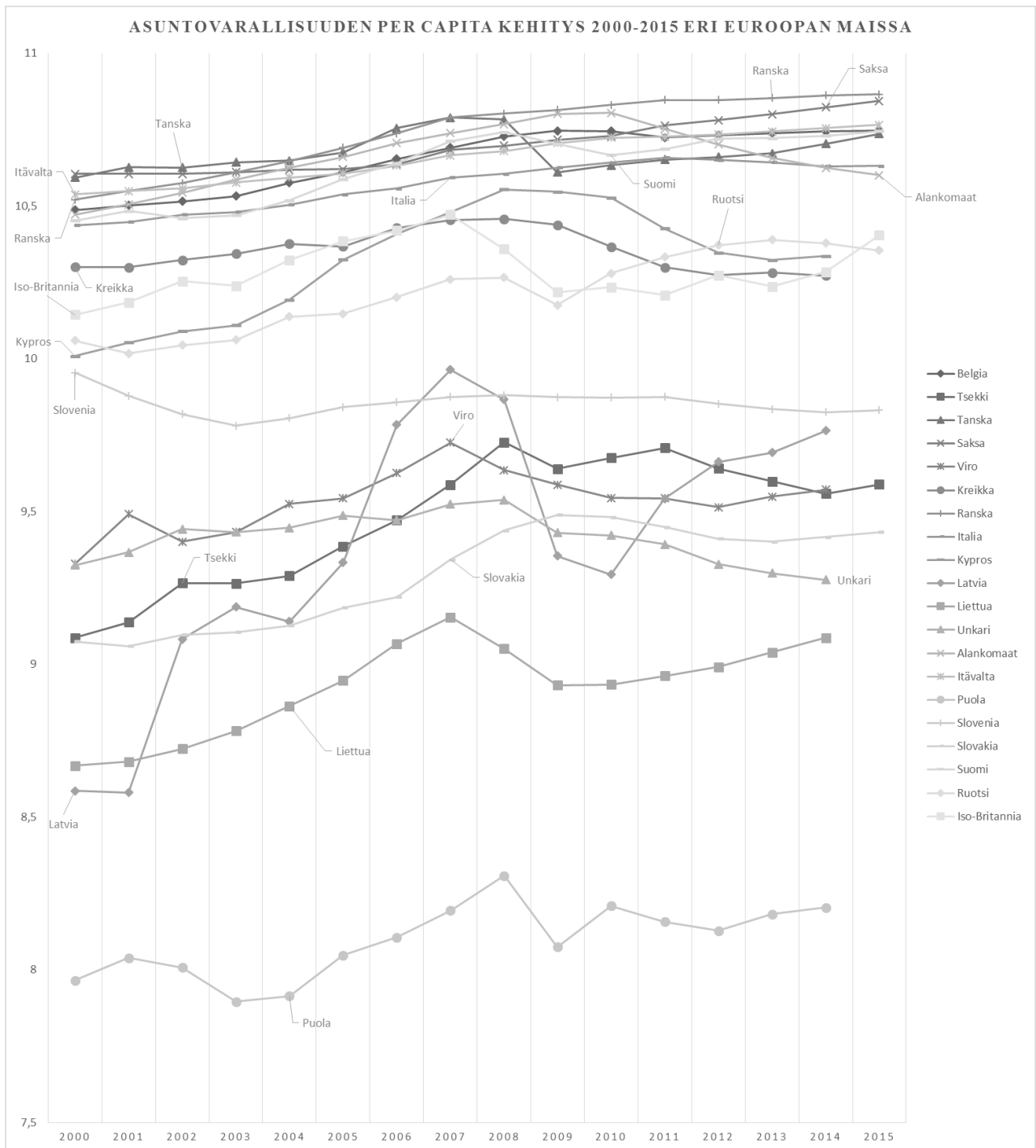
TAULUKKO 7. Kotitalouksien tulot, kulutus, varallisuus ja velat per capita vuonna 2014 (euroina kyseisen vuoden hinnoin). Lähteet: Eurostat (2016a), Eurostat (2016b), Eurostat (2016c) ja Eurostat (2016f).

Maa	Kotitalouksien tulot	Kotitalouksien kulutus	Kotitalouksien asuntovarallisuus	Kotitalouksien finanssivarallisuus	Kotitalouksien velat	Kotitalouksien nettovarallisuus
Belgia	24 652	18 497	46 063	104 153	21 077	129 139
Tšekki	9 116	7 164	14 134	16 465	4 986	25 614
Tanska	29 520	22 087	44 438	137 562	64 352	117 648
Saksa	25 663	19 740	50 106	64 921	19 836	95 192
Viro	9 314	7 725	14 348	16 874	6 226	24 995
Kreikka	11 234	11 442	29 254	24 343	11 682	41 915
Ranska	24 785	17 987	52 134	70 229	21 022	101 340
Italia	19 821	16 242	41 319	64 155	12 951	92 523
Kypros	14 209	14 260	31 331	53 741	30 326	54 746
Latvia	7 157	7 223	17 379	11 812	3 324	25 866
Liettua	8 562	7 764	8 896	10 377	3 912	15 361
Unkari	6 674	5 333	10 676	12 258	2 948	19 986
Alankomaat	24 189	17 629	41 077	125 299	48 519	117 857
Itävalta	27 032	20 771	46 467	71 247	20 217	97 497
Puola	7 418	6 494	3 680	10 095	3 853	9 922
Slovenia	12 327	9 778	18 648	18 676	5 941	31 382
Slovakia	9 299	7 819	12 333	10 562	5 008	17 887
Suomi	27 103	20 843	45 763	52 748	26 466	72 044
Ruotsi	31 042	20 696	31 956	118 474	37 598	112 832
Iso-Britannia	25 970	22 803	29 268	123 647	33 924	118 992
Keskiarvo (maiden luvuista las kettu)	17 754	14 115	29 463	55 882	19 208	66 137

4.2. Kuvaileva analyysi 2000–2015 aikasarjoista

Kuten aiemmin esitetystä taulukosta 7 on havaittavissa, Euroopan maiden välillä on merkittäviä eroavaisuuksia varallisuuden jakautumisessa finanssi- ja asuntovarallisuuteen. Varallisuuserien erilaisten painojen vuoksi shokkien finanssi- ja asuntovarallisuuden tasoissa voikin olettaa vaikuttavan epäsymmetrisesti eri maihin. Tässä luvussa 4.2. tarkastellaan, miten kotitalouksien asunto- ja finanssivarallisuus, velat, tulot ja kulutus ovat kehittyneet Euroopassa tarkasteltavalla aikavälillä 2000–2015. Luvussa 4.2.1. tarkastellaan ensin kotitalouksien asunto- ja finanssivarallisuuden sekä velkojen kehitystä. Tämän jälkeen luvussa 4.2.2. tarkastellaan kotitalouksien asunto- ja finanssivarallisuuden suhdetta nettovarallisuuteen. Lopuksi luvussa 4.2.3. tarkastellaan kotitalouksien tulojen ja kulutuksen kehitystä. Kaikissa alaluvuissa tarkastelut esitetään aikasarjatarkasteluina kaikkien valtioiden osalta.

4.2.1. Kotitalouksien asuntovarallisuus, finanssivarallisuus ja velkaantuneisuus eri Euroopan maissa 2000–2015



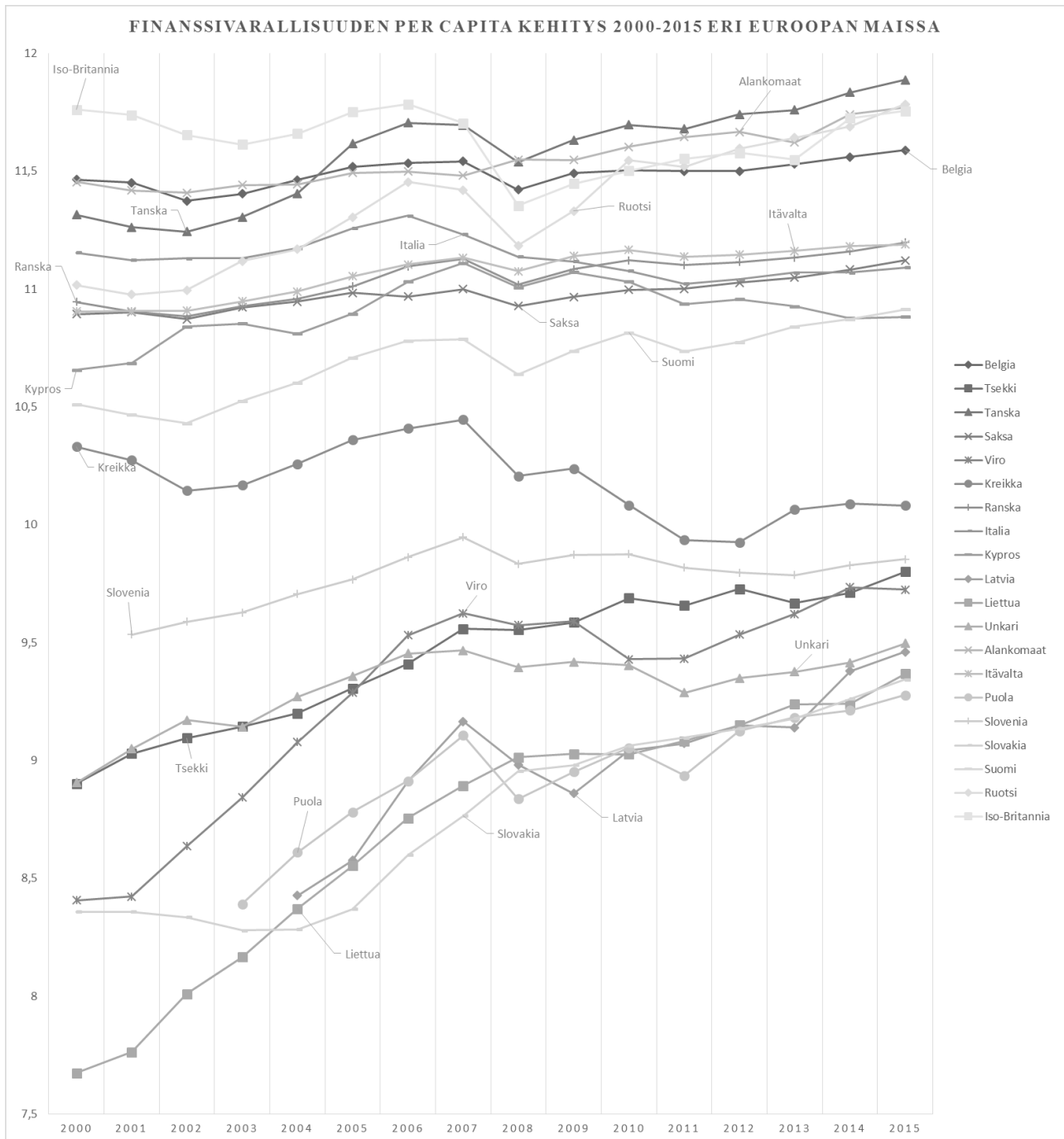
Kuva 2. Asuntovarallisuus aineiston maissa 2000–2015. Muuttujat on muutettu per capita -muotoon, deflatoitu käyttäen kuluttajahintaindeksiä ja logaritmoitu luonnollista logaritmia käyttäen. Lähteet: Eurostat (2016a), Eurostat (2016e) ja Eurostat (2016f).

Aiemmin kuvasta 1 havaittiin aikasarjojen kasvaneen melko vakioisella kasvuasteella, ja finanssikriisin aiheuttaman notkahduksenkin jälkeen aikasarjojen kulmakertoimet näyttävät palaavan kriisiä edeltäneelle uralle. Kuvan 2 perusteella on kuitenkin havaittavissa selkeitä maakohtaisia heilahteluja kotitalouksien asuntovarallisuudessa, varsinkin finanssikriisin aikana. On kuitenkin suuri joukko maita, joissa kotitalouksien asuntovarallisuus näyttää kasvaneen kuvan 2 perusteella melko trendinomaisesti 2000–2015 aikana. Erityisesti maita, joissa kotitalouksien asuntovarallisuus on kasvanut trendinomaisesti näyttää yhdistävän jo entuudestaan suuri kotitalouksien asuntovarallisuus. Kuvan 2 perusteella edelleen korostuu Euroopan jakautuneisuus korkean kotitalouksien asuntovarallisuuden maihin ja matalan kotitalouksien asuntovarallisuuden maihin siten, että matalan kotitalouksien maista monet ovat Itä-Euroopan valtioita. Vastaava Euroopan jakautuneisuus näkyy varsin selkeästi myös myöhemmistä maakohtaista kehitystä yli ajan kuvaavista aikasarjoista. Huomionarvoista on myös, että asuntovarallisuuden osalta matalamman kotitalouksien asuntovarallisuuden omaavien maiden ei havaita juurikaan saavuttaneen korkean kotitalouksien asuntovarallisuuden maita, vaan pikemminkin monissa Itä-Euroopan valtioissa finanssikriisi näkyi merkittävänä pudotuksena varallisuuseroissa.

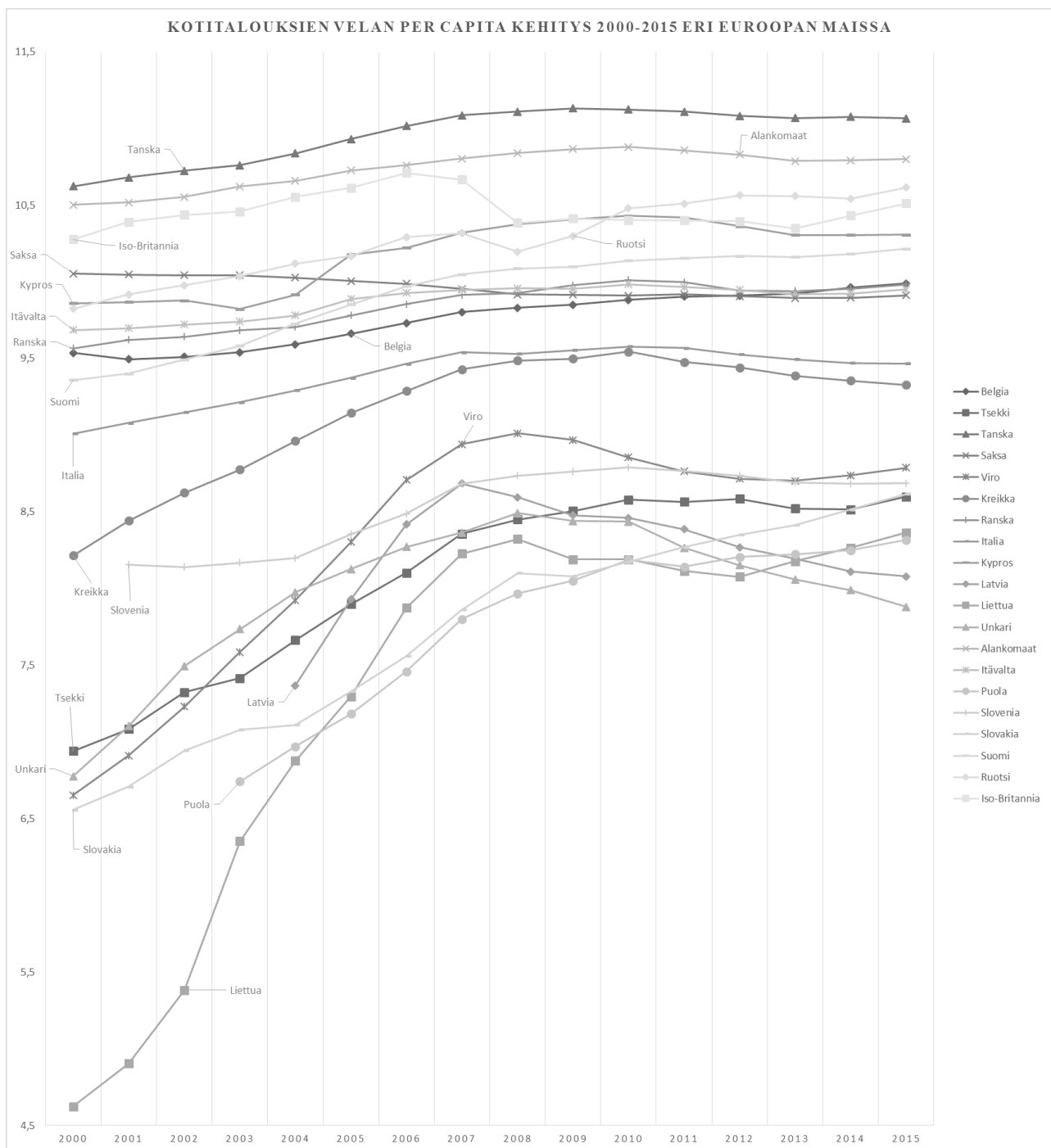
Varsin voimakkaita negatiivisia muutoksia kotitalouksien asuntovarallisuudessa havaitaan kuvan 2 perusteella olleen juuri finanssikriisin aikana 2007–2009. Kuvan 2 perusteella on kuitenkin löydettävissä maita, joissa kotitalouksien asuntovarallisuus kasvoi myös taantumaksi luokiteltavalla ajanjaksolla sekä 2008 että 2009. Euroopan maiden asuntovarallisuusaineistosta onkin havaittavissa, että osaan maita finanssikriisi vaikutti voimakkaasti 2007–2008, kun taas osassa maita nähtiin merkittäviä vaikutuksia vasta tämän jälkeen euroalueen ajautuessa velkakriisiin 2009. Yhteenlaskettu kotitalouksien reaalin asuntovarallisuus tarkasteltavissa maissa laski sekä 2008 että 2009. Kuvasta 2 havaitaan, että suuressa osassa maita ollaan vielä 2015 finanssikriisiä edeltäneiden korkeiden kotitalouksien asuntovarallisuustasojen alapuolella. Kuvasta on nähtävissä myös, että tarkasteltavissa Euroopan maissa kotitalouksien asuntovarallisuuden lasku finanssikriisin jälkeen ajoittuu varsin eri tavoin.

Kuvassa 3 on esitetty kotitalouksien finanssivarallisuuden kehitys vastaavalla ajanjaksolla 2000–2015. Finanssikriisin havaitaan kuvan 3 perusteella olevan ajoitettavissa hyvin selkeästi vuoteen 2008, jota edelsi huippu kotitalouksien finanssivarallisuuden arvoissa 2007. Asuntovarallisuuden osalta finanssikriisi ei ole yhtä selkeästi tunnistettavissa, sillä suuressa osassa maita huippu saavutettiin vasta 2008, ja kotitalouksien reaalin asuntovarallisuus koki merkittävän laskun vuoden 2009 aikana. Kotitalouksien finanssivarallisuuden osalta toipuminen finanssikriisistä on ollut

monissa maissa paljon kotitalouksien asuntovarallisuusarvojen toipumista suotuisampaa. Finanssivarallisuuden osalta on myös ehkä havaittavissa köyhempien Itä-Euroopan valtioiden kuroneen vauraita Länsi-Euroopan valtioita kiinni kotitalouksien finanssivarallisuudessa. Toisaalta monissa maissa varsin alhainen kotitalouksien finanssivarallisuuden lähtötaso on mahdollistanut varallisuusarvojen merkittävän kasvun.



Kuva 3. Finanssivarallisuus aineiston maissa 2000–2015. Muuttujat on muutettu per capita -muotoon, deflatoitu käyttäen kuluttajahintaindeksejä ja logaritmoitu luonnollista logaritmia käyttäen. Lähteet: Eurostat (2016b), Eurostat (2016e) ja Eurostat (2016f).



Kuva 4. Kotitalouksien velka aineiston maissa 2000–2015. Muuttujat on muutettu per capita -muotoon, deflatoitu käyttäen kuluttajahintaindeksejä ja logaritmoitu luonnollista logaritmia käyttäen. Lähteet: Eurostat (2016b), Eurostat (2016e) ja Eurostat (2016f).

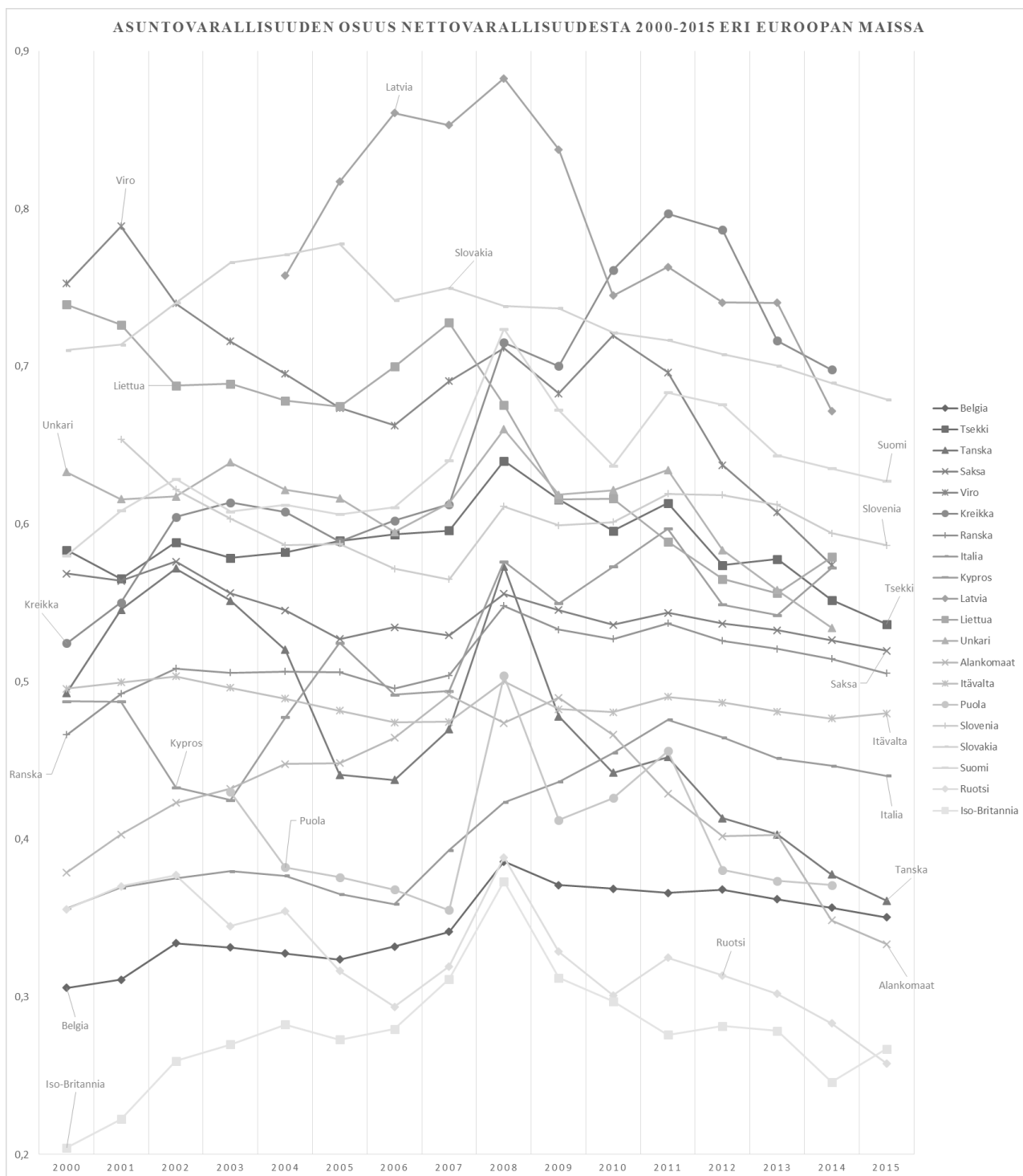
Sekä finanssivarallisuuden että asuntovarallisuuden osalta voidaan havaita eroja aluekohtaisissa kehityskuluissa. Erityisesti Euroopan reunavaltioissa, Iso-Britanniassa ja Baltian maissa, kotitalouksien reaalin asunto- ja finanssivarallisuus kokivat merkittävän pudotuksen 2008. Eri maiden talouskehitykseen vaikuttavatkin varmasti maiden ominaispiirteet sekä maihin erisuuruisella

voimalla kohdistuvat epäsymmetriset shokit. Kuvassa 4 olevasta kotitalouksien velkaantumista kuvaavasta aikasarjasta voidaan finanssikriisin sanoa näyttäytyvän hyvin maltillisena notkahduksena – tai sitä ei monen maan osalta edes havaitse. Silmämääräisesti tarkastellen kotitalouksien velkaantuminen näyttää kasvaneen monissa maissa melko vakioisella kulmakertoimella koko tarkastelujakson ajan. Osassa maita havaitaan tapahtuvan kuitenkin jonkinasteinen trendimuutos finanssikriisin aikana: finanssikriisiin asti kotitalouksien havaitaan velkaantuneen monissa maissa voimakkaammin kuin finanssikriisin jälkeen – osassa maista kotitalouksien velkaantuneisuus on jopa jonkin verran laskenut finanssikriisin jälkeen. Tarkasteltaessa kuvia 2, 3 ja 4, havaitaan muuttujissa olevien maakohtaisten trendien olevan varsin samoja kaikissa tarkasteltavissa muuttujissa. Tämä viittaakin jossain määrin siihen, että kotitalouksien asunto- ja finanssivarallisuus sekä velat ovat kulkeneet varsin samansuuntaisesti monissa maissa ja eri ajanjaksoilla.

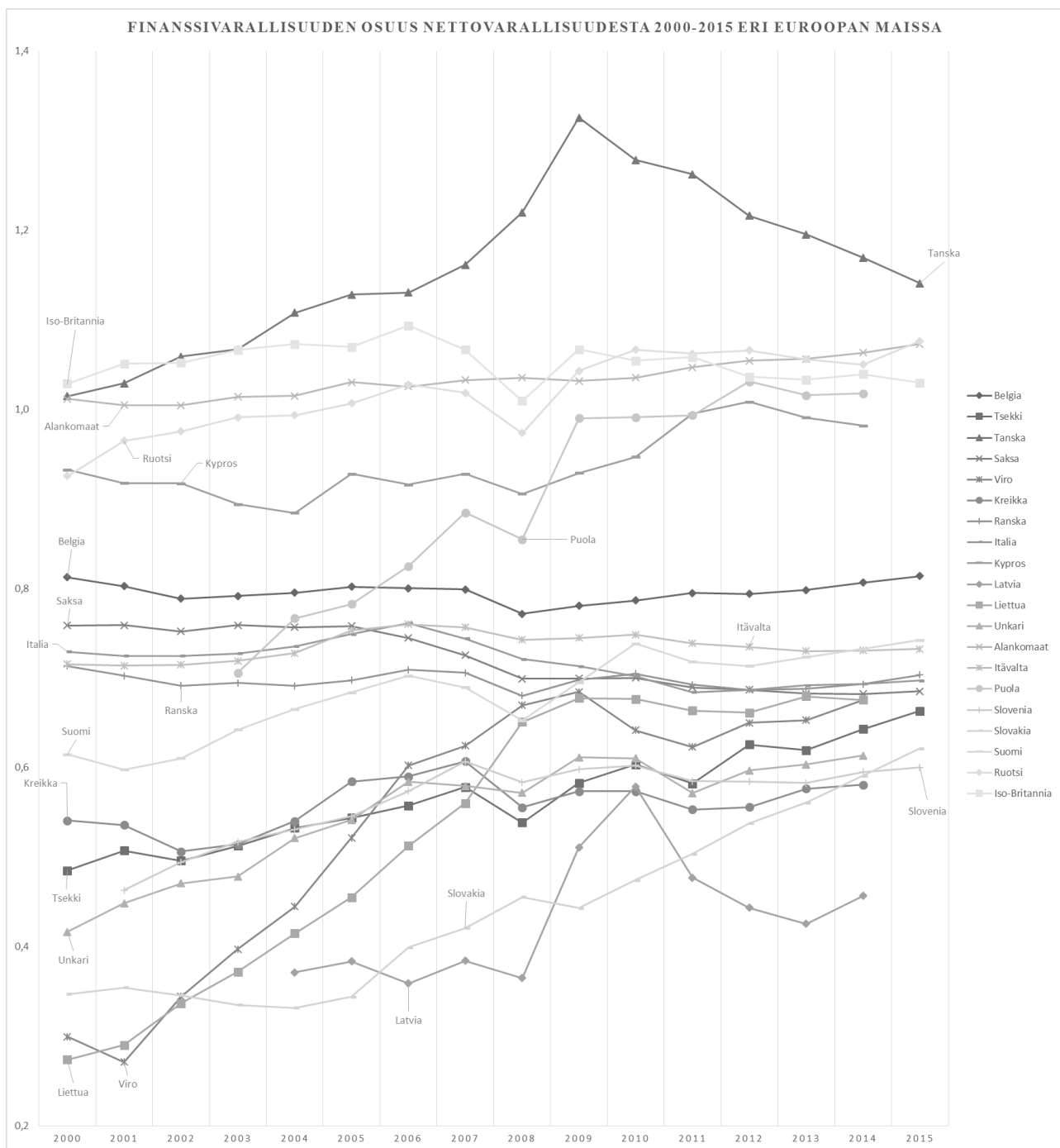
4.2.2. Kotitalouksien asunto- ja finanssivarallisuuksien suhde nettovarallisuuteen eri Euroopan maissa 2000–2015

Kotitalouksien asunto- ja finanssivarallisuuden sekä velkojen avulla voidaan laskea kotitalouksien nettovarallisuus kaavan (3) mukaisesti. Nettovarallisuuden avulla voidaan laskea edelleen asuntovarallisuussuhde $\left(\frac{H_{i,t}}{NW_{i,t}}\right)$ ja finanssivarallisuussuhde $\left(\frac{F_{i,t}}{NW_{i,t}}\right)$ kullekin maalle ja kullekin ajanhetkelle. Kotitalouksien asuntovarallisuuden suhde nettovarallisuuteen on esitetty alla olevassa kuvassa 5 ja finanssivarallisuuden suhde nettovarallisuuteen tämän jälkeen kuvassa 6. Kuvissa 5 ja 6 on syytä huomioda, että kuvien selkeyttämiseksi pysty akselit on katkaistu kuvissa eri kohdista.

Kuvista 5 ja 6 havaitaan, että maissa, joissa asuntovarallisuuden osuus nettovarallisuudesta on korkea, on finanssivarallisuuden osuus nettovarallisuudesta luonnollisesti matalampi – ja päinvastoin. Kuvista 5 ja 6 huomataan myös, että edellä mainitut suhteet ovat vaihdelleet varsin voimakkaasti, mikä voi heijastella sitä, että finanssi- ja asuntovarallisuuteen kohdistuneet shokit ovat ajoittuneet eri tavoin ja erilaisilla voimakkuuksilla eri talouksiin. Kuvien perusteella myös maiden väliset tasoerot ovat suuria, mikä indikoi sitä, että tiettyyn varallisuuserään kohdistunut shokki vaikuttaa hyvin eri tavoin eri talouksiin Euroopan sisällä.



KUVA 5. Kotitalouksien asuntovarallisuuden osuus nettovarallisuudesta eri Euroopan maissa 2000–2015. Lähteet: Eurostat (2016a), Eurostat (2016b).



KUVA 6. Kotitalouksien finanssivarallisuuden osuus nettovarallisuudesta eri Euroopan maissa 2000–2015. Lähteet: Eurostat (2016a), Eurostat (2016b).

Asunto- ja finanssivarallisuussuhteissa finanssikriisi näyttäytyy varsin poikkeuksellisena ajanjaksona, minkä vuoksi asuntovarallisuussuhdetta $\left(\frac{H_{i,2007}}{NW_{i,2007}}\right)$ ja finanssivarallisuussuhdetta $\left(\frac{F_{i,2007}}{NW_{i,2007}}\right)$ tarkastellaan vielä erikseen finanssikriisiä edeltäneiden arvojen osalta. Asuntovarallisuussuhteiden oikeellisuuden varmistamiseksi vastaavat suhteet laskettiin

finanssikriisin ajanjaksolla myös OECD:n (2015)¹⁴ tilastoista niille maille, joille se oli mahdollista. Taulukosta 8 nähdään, että Eurostatin ja OECD:n tilastoista lasketut suhteet ovat hyvin lähellä toisiaan.

TAULUKKO 8. Kotitalouksien asunto- ja finanssivarallisuuksien suhde nettovarallisuuteen ennen finanssikriisiä vuonna 2007¹⁵. Lähteet: Eurostat (2016a), Eurostat (2016b), OECD (2015) ja omat laskelmat.

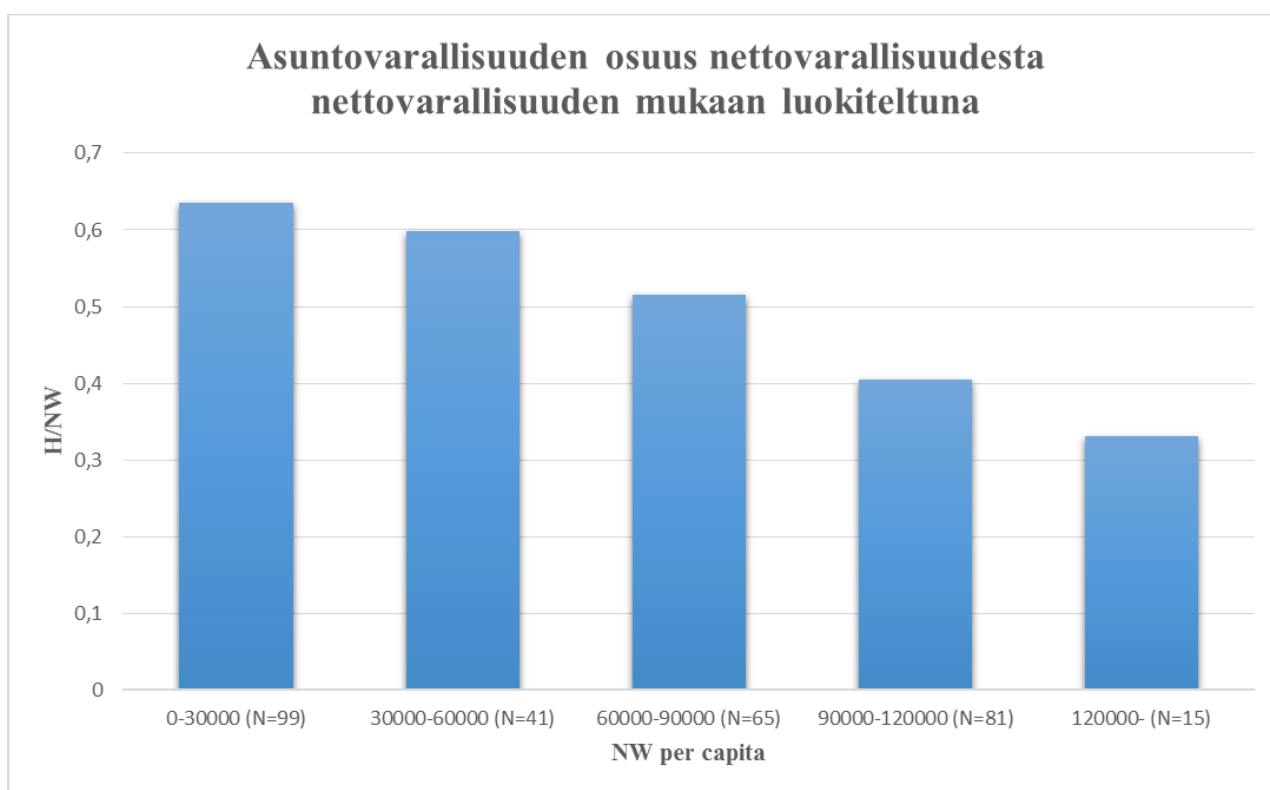
Maa	$\frac{F_{i,2007}}{NW_{i,2007}}$	$\frac{H_{i,2007}}{NW_{i,2007}}$	$\frac{H_{i,2007}}{NW_{i,2007}}$
(OECD:n aineistosta laskettuna)			
Belgia	0,80	0,34	0,34
Tšekki	0,58	0,60	0,61
Tanska	1,16	0,47	0,47
Saksa	0,73	0,53	0,53
Viro	0,62	0,69	0,70
Kreikka	0,61	0,61	0,59
Ranska	0,71	0,50	0,50
Italia	0,74	0,39	0,39
Kypros	0,93	0,49	
Latvia	0,38	0,85	
Liettua	0,56	0,73	
Unkari	0,58	0,61	0,62
Alankomaat	1,03	0,49	0,49
Itävalta	0,76	0,47	0,48
Puola	0,88	0,36	0,29
Slovenia	0,61	0,56	0,57
Slovakia	0,42	0,75	0,80
Suomi	0,69	0,64	0,66
Ruotsi	1,02	0,32	0,32
Iso-Britannia	1,07	0,31	
Keskiarvo (maiden luvuista laskettu)	0,74	0,54	0,52

Tarkasteltaessa tarkemmin asuntovarallisuuden osuutta nettovarallisuudesta läpi koko paneeliaineiston, havaitaan asuntovarallisuuden osuuden nettovarallisuudesta laskevan nettovarallisuuden kasvaessa. Tarkasteltavista maista asuntovarallisuutta on siis suhteellisesti vähemmän maissa, joissa nettovarallisuutta on paljon: tällaisia korkean kotitalouksien

¹⁴ Tilastolähteenä on käytetty myös paria vanhempaa julkaisua. Tilaston lähteet ja saatavuustiedot ovat kootusti liitteessä 1.

¹⁵ Huomaa, että asunto- tai finanssivarallisuus voi olla suurempi kuin nettovarallisuus.

nettovarallisuuden maita ovat esimerkiksi Belgia, Tanska, Alankomaat, Ruotsi ja Iso-Britannia. Kuvassa 7 on pystypylväin havainnollistettu tätä nettovarallisuuden suhteen laskevaa asuntovarallisuussuhdetta. Myös Mian ja Sufi (2015, 21) tekevät vastaavan havainnon Yhdysvaltain postinumeroalueiden aineistolla. Onkin oletettavaa, että shokki asuntovarallisuudessa vaikuttaa suhteellisesti kaikkein voimakkaimmin maissa ja alueilla, joissa nettovarallisuuden taso on alhainen. Finanssivarallisuuden osalta tilanne on päinvastainen: korkean nettovarallisuuden maissa on henkeä kohden paitsi absoluuttisesti myös suhteellisesti paljon kotitalouksien finanssivarallisuutta. Finanssivarallisuushokki vaikuttaakin ennen kaikkea korkean kotitalouksien nettovarallisuuden talouksiin.



KUVA 7. Asuntovarallisuuden osuus nettovarallisuudesta nettovarallisuuden mukaan luokiteltuna, kaikki aineiston havainnot ja kaikki vuodet 2000–2015, vuoden 2015 hinnoin, (N = 301).¹⁶ Lähde: Eurostat (2016a), Eurostat (2016b), Eurostat (2016e) ja Eurostat (2016f).

Edellä esitetty havainto finanssivarallisuuden jakautumisesta asuntovarallisuutta enemmän varallisuusjakauman yläpäähän voi selittää finanssivarallisuuden mahdollisesti asuntovarallisuutta pienempää kulutusvaikutusta. Mikäli aggregaattikulutusfunktio on nettovarallisuuden suhteen konkaavi, kuten luvussa 2.4. pohdittiin, on korkean nettovarallisuuden omaavilla kotitalouksilla

¹⁶ Pystypylväät ovat kunkin luokan keskiarvoja.

pienempi rajakulutusalttius varallisuuden suhteen. Koska finanssivarallisuuden kasvu vaikuttaa suurelta osin korkean nettovarallisuuden omaaviin kotitalouksiin, vaikuttaa finanssivarallisuuden kasvu kulutukseen ainoastaan vähän, sillä korkean nettovarallisuuden omaavilla kotitalouksilla on pieni rajakulutusalttius, aggregaattikulutusfunktion ollessa konkaavi.

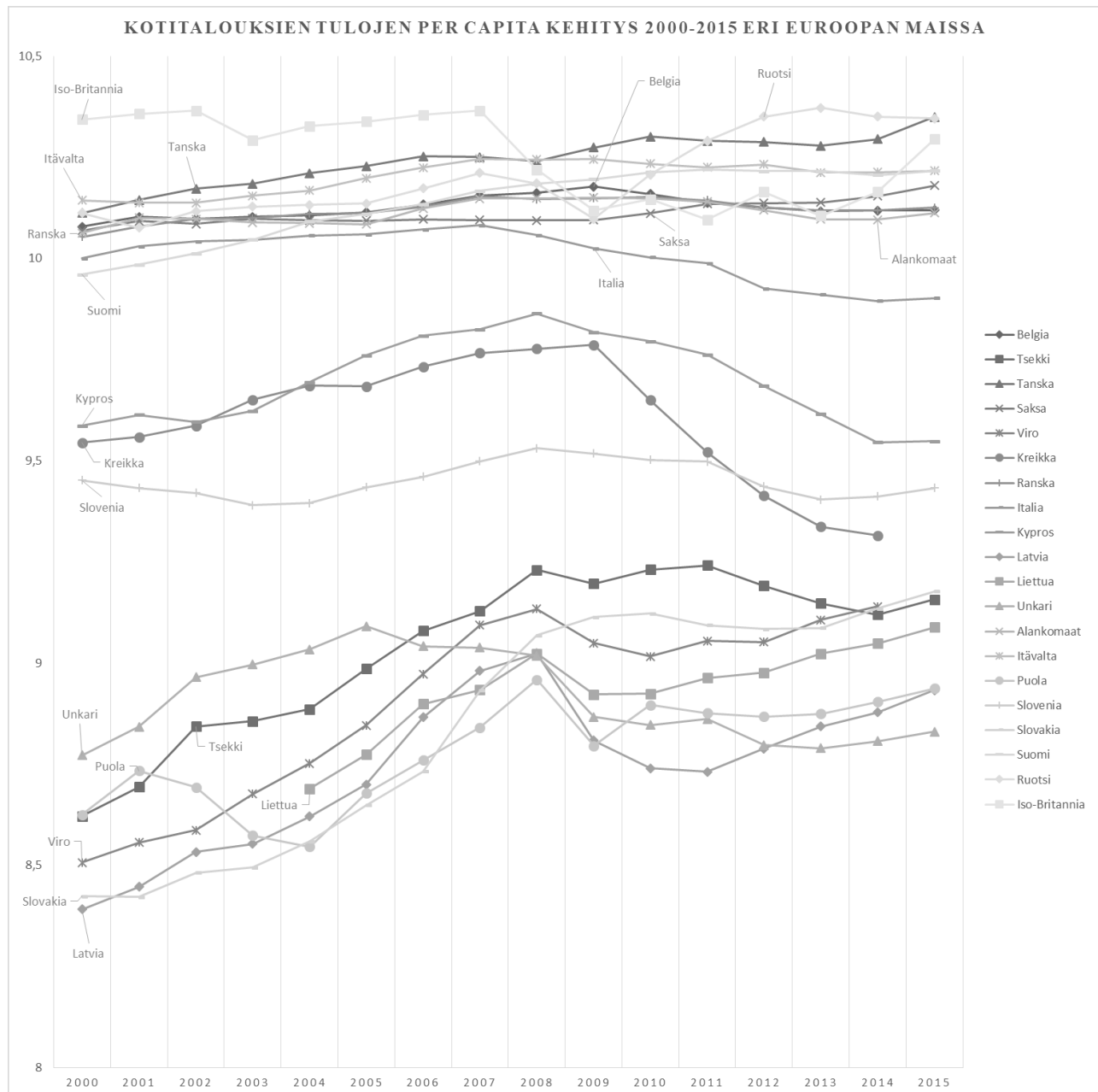
4.2.3. Kotitalouksien kulutus ja tulokehitys eri Euroopan maissa 2000–2015

Seuraavaksi olevasta kuvasta 8 on nähtävissä kotitalouksien tulojen kehitys aineistossa 2000–2015. Tämän jälkeen kuvassa 9 on esitetty kotitalouksien kulutuksen kehitys vastaavalla ajanjaksolla. Kuvista 8 ja 9 havaitaan, että maissa joissa kotitalouksien tulot ovat finanssikriisin aikana laskeneet voimakkaasti, kuten Latviassa, Iso-Britanniassa ja Unkarissa, myös kotitalouksien kulutus on laskenut voimakkaasti vastaavalla ajanjaksolla. Voi olla sattumaa tai ei, mutta vastaavissa maissa myös kotitalouksien asuntovarallisuus laski voimakkaasti samaisena aikana (kuva 2). Ilman tarkempaa analyysiä, voidaan kuvista 8 ja 9 pohtia myös pankkikeskeisiksi talouksiksi miellettyjen Keski-Euroopan maiden selviytyneen kriisistä ehkä rahoitusmarkkinakeskeisiksi miellettyjä talouksia (esim. Iso-Britannia) paremmin.

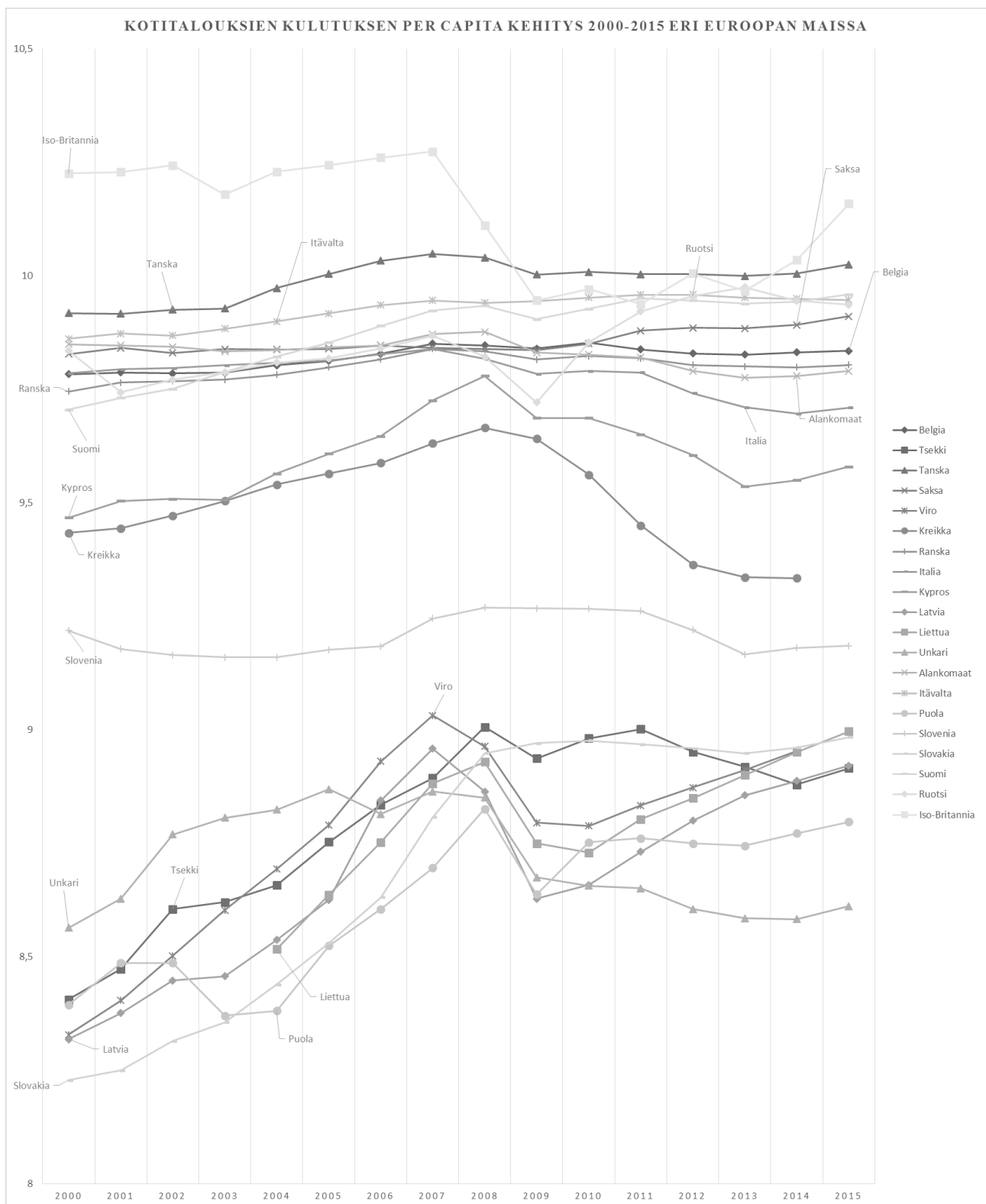
Kuvista 8 ja 9 nähdään maiden välisen vaihtelun olleen varsin voimakasta finanssikriisin aikana. Vaikka finanssikriisillä oli taloudellisia vaikutuksia maailmanlaajuisesti, erosivat taloudelliset vaikutukset kuitenkin merkittävästi jo, maailmanlaajuisesti katsoen, maantieteellisesti varsin pienen Euroopan sisällä. Myös muuttujissa olevat trendit eroavat merkittävästi maiden välillä. Tästä johtuen maakohtaista kehitystä ei välttämättä Euroopan yleinen talouskehitys kykene selittämään kovin hyvin. Nämä maiden välillä eroavat kehityskulut on hyvä huomioda myöhemmin tehtävissä estimoinneissa, sillä maakohtaisia ominaispiirteitä pystyy huomioimaan maakohtaisten kiinteiden vaikutusten ja maakohtaisten kiinteiden aikatrendien lisäämisellä estimointiyhtälöihin.

Tarkasteltaessa Euroopan maiden talouskehitystä finanssikriisin aikana, havaitaan osan maista selvinneen kriisistä huomattavasti toisia maita vähäisemmin vaurion. Joidenkin maiden hyvää kykyä selviytyä maailmantalouden kriisistä voi selittää kullekin maalle ominaiset piirteet, kuten esimerkiksi talouden rakenne, talouden riippuvuus viennistä tai maan instituutiot. Claessens ym. (2010, 267) esittävät kuplien omaisuuksien hinnoissa ja vaihtotaseen alijäämien olevan aiempien kriisien kanssa yhteisiä selittäjiä maiden välisille eroille finanssikriisin ankaruudessa. Finanssikriisi eroaa kuitenkin aiemmista talouden kriiseistä, sillä rahoitusmarkkinoilla oli erittäin keskeinen rooli finanssikriisissä:

aiempien selittävien tekijöiden lisäksi juuri finanssikriisille uusia selittäviä tekijöitä ovat rahoitusmarkkinoiden integroituneisuus ja riippuvuus ”tukkurahoituksesta” (*wholesale funding*) (Claessens ym. 2010, 267).



Kuva 8. Kotitalouksien tulot eri aineiston maissa 2000–2015. Muuttujat on muutettu per capita -muotoon, deflatoitu käyttäen kuluttajahintaindeksejä ja logaritmoitu luonnollista logaritmia käyttäen. Lähteet: Eurostat (2016c), Eurostat (2016e) ja Eurostat (2016f).



Kuva 9. Kotitalouksien kulutus eri aineiston maissa 2000–2015. Muuttujat on muutettu per capita -muotoon, deflatoitu käyttäen kuluttajahintaindeksejä ja logaritmoitu luonnollista logaritmia käyttäen. Lähteet: Eurostat (2016c), Eurostat (2016e) ja Eurostat (2016f).

Edellä esitettiin joitakin maakohtaista talouskehitystä mahdollisesti selittäviä tekijöitä. Tässä tutkielmassa tutkitaan kuitenkin erityisesti yhtä mahdollista vaikutuskanavaa, varallisuuden vaikutusta kotitalouksien kulutukseen. Onkin mahdollista, että asunto- tai finanssivarallisuus ovat keskeisiä maakohtaisten kulutuserojen selittäjiä. Poikkileikkausaineistosta havaitaan, että finanssi- ja asuntovarallisuus laskivat finanssikriisissä vielä tulojakin voimakkaammin. Mikäli kotitalouksien kulutus riippuu positiivisesti tulojen lisäksi varallisuudesta, maissa joissa on runsaasti varallisuutta, olisi tapahtunut kenties merkittävämpi notkahdus myös kulutuksessa finanssikriisin aikana. Toisaalta on myös helppo esittää päinvastainen selitys: kulutustottumusten muuttuessa hitaasti, on kulutusta voitu rahoittaa varallisuudella. Tästä johtuen kulutus ei olisi mahdollisesti laskenut yhtä voimakkaasti talouksissa, joissa on runsaasti kulutukseksi muutettavissa olevaa varallisuutta, kuten likvidiä finanssivarallisuutta.

5. Empiirinen lähestymistapa

Tässä luvussa esiteltävässä tutkielman empiirisessä osiossa, kotitalouksien asunto- ja finanssivarallisuuden vaikutuksia yksityiseen kulutukseen tutkitaan useilla erilaisilla lähestymistavoilla. Tutkielmassa käytetään pääasiassa Mianin ym. (2013) ja Casen ym. (2013) menettelytapoja tutkittaessa, kykenevätkö kotitalouksien asunto- ja finanssivarallisuuden muutokset selittämään kotitalouksien kulutuksen muutoksia. On syytä huomioda, että Mian ym. (2013) käyttävät tutkimuksessaan finanssikriisin aikaisia havaintoja, kun Casen ym. (2013) tutkimuksessa käytetään laajaa paneeliaineistoa vuosilta 1975–2012. Tässä tutkimuksessa käytetään samaa lähestymistapaa, sillä Mianin ym. (2013) tutkimusta mukailevat poikkileikkausestimoinnit tehdään finanssikriisin aikaisille havainnoille, kun taas Casen ym. (2013) tutkimusta mukailevat paneeliestimoinnit suoritetaan koko paneelille.

Kirjallisuudessa ei ole yksimielisyyttä siitä, pitäisikö kotitalouksien kulutuksen ja varallisuuden välinen relaatio estimoida rahamääräisten vai logaritmoitujen muuttujien avulla (Dvornak & Kohler 2007, 120). Toisin sanoen, kuvaako kotitalouksien kulutuksen ja varallisuuden välistä relaatiota paremmin suhteellinen vai absoluuttinen muutos? Asunto- ja finanssivarallisuuden kulutusvaikutuksen selvittämiseksi tutkielmassa lasketaankin sekä suhteelliset muutokset eli kulutuksen joustot asunto- ja finanssivarallisuuden suhteen että absoluuttiset muutokset eli rajakulutusalttiudet asunto- ja finanssivarallisuuden suhteen.

Case ym. (2013) käyttivät tutkimuksessaan logaritmoituja muuttujia estimoidakseen kulutuksen varallisuusjoustot. Casen ym. (2013) menettelytapaa sovelletaankin tutkimuksessa kulutuksen varallisuusjoustojen estimoinnissa. Kulutuksen varallisuusjoustot estimoidaan myös hieman poikkeavalla tavalla, käyttäen Mianin ym. (2013, 1698) määrittelemiä asunto- ja finanssivarallisuushokkeja. Mianin ym. (2013) käyttämä tutkimusstrategia esitellään tarkemmin luvussa 5.1.1.

Casen ym. (2013) käyttämä lähestymistapa on varsin yleinen. Casen ym. (2013) tapaan monissa tutkimuksissa on käytetty aggregaattitason paneeliaineistoja, kuten luvuissa 3.3. ja 3.4. esiteltiin. Monet luvuissa 3.3. ja 3.4. esitellyistä tutkimuksista poikkeavat kuitenkin hieman toisistaan, joko täsmälliseltä mallispesifikaatioltaan tai käytetyltä estimointimenetelmältään. Casen ym. (2013) esittämät estimointiyhtälöt ovatkin tarpeen mukaan melko joustavasti sovellettavissa. Casen ym. (2013) tutkimuksessa esitettyjä estimointiyhtälöitä voidaan soveltaa esimerkiksi käyttämällä

muuttujien rahamääräisiä arvoja tai lisäämällä joitakin uusia muuttujia selittäjiksi. Casen ym. (2013) käyttämiä kulutuksen varallisuusjousten estimointiyhtälöitä voidaan helposti soveltaa suoraan rajakulutusalttiuksien estimoinnissa, käyttäen logaritmoitujen arvojen sijaan muuttujien rahamääräisiä arvoja. Näin ovat toimineet muun muassa Dvornak ja Kohler (2007, 122–124), jotka estimoivat rajakulutusalttiudet Australian paneeliaineistolla, seuraten aiempaa Casen ym. (2001) tutkimusta.

Tässä tutkielmassa sovelletaan Casen ym. (2013) käyttämiä estimointiyhtälöitä myös rajakulutusalttiuksien estimoinnissa, käyttäen muuttujien euromääräisiä arvoja. Varallisuuden kulutusvaikutukset estimoidaan sekä logaritmisina että rahamääräisinä sen vuoksi, että varmuutta oikeasta mallispesifikaatiosta ei ole olemassa. Näin toimitaan myös siitä syystä, että rajakulutusalttiuksien estimoinnin euromääräisiä muuttujia käyttäen voi ajatella kuvaavan paremmin absoluuttisten muuttujien välistä relaatiota kuin se, että estimoidut joustot muutettaisiin rajakulutusalttiuksiksi käyttäen kyseisen varallisuuserän ja kulutuksen välistä suhdelukua – kuten joissakin tutkimuksissa on tehty. Rajakulutusalttiuksien estimoinnissa käytettävät estimointiyhtälöt esitellään täsmällisinä luvussa 5.1.5.

5.1. Estimoitavat yhtälöt

Tässä luvussa esiteltävät menettelytavat kulutuksen varallisuusjousten estimoimiseksi perustuvat Casen ym. (2013) ja Mianin ym. (2013) tutkimuksiin. Mianin ym. (2013) menettelytapaa käytetään luvussa 5.1.1. esiteltävissä poikkileikkaustarkasteluissa. Koko aineistoa hyödyntävissä paneeliestimoinneissa käytetään Casen ym. (2013) menettelytapaa, mutta lisäksi tässä luvussa esitellään muutama Casen ym. (2013) tutkimusta täydentävä yksinkertainen estimointiyhtälö. Paneeliestimoinnit suoritetaan Casen ym. (2013, 117–119) mukaisesti läpi koko paneelin sekä tasot- että differenssimuodoissa. Tämän tutkielman paneeliestimoinneissa tulot sisällytetään jokaiseen eri mallispesifikaatioon, samaan tapaan kuin Casen ym. (2013, 117–119) tutkimuksessa.

5.1.1. Asunto- ja finanssivarallisuushokkien vaikutus kotitalouksien kulutukseen

Mian ym. (2013, 1698) määrittelivät asunto- sekä finanssivarallisuushokit, joiden avulla selitetään kotitalouksien kulutuksen muutosta. Tässä tutkielmassa ongelmaa lähestytään samalla tavoin,

käyttäen asunto- ja finanssivarallisuushokkeina muutoksia asunto- ja finanssivarallisuudessa suhteessa nettovarallisuuteen. Vuosien 2007–2009 välinen muutos asuntovarallisuudessa eli asuntovarallisuushokki ($AVS_{2007-2009}$) (*housing net worth shock*) kullekin havaintoyksikölle i määritellään tässä tutkielmassa seuraavasti

$$AVS_{i,2007-2009} = \frac{H_{i,2009} - H_{i,2007}}{NW_{i,2007}}, \quad (12)$$

jossa nettovarallisuus $NW_{i,2007}$ on määritelty kaavassa (3) esitetyllä tavalla.

Mian ym. (2013) käyttävät tutkimuksessaan piirikuntatason (*county*) sekä postinumeroalueen aineistoja, joista ei ole saatavilla vuosittaisia kotitalouksien varallisuustietoja. Tästä johtuen Mian ym. (2013, 1698) luovat approksimaatiot finanssi- ja asuntovarallisuushokeille, määrittelemällä asuntovarallisuushokin asuntohintojen muutoksen ja finanssikriisiä edeltäneen asuntovarallisuuden suhteen nettovarallisuuteen (*house wealth to net worth ratio*) tuloksi. Mianin ym. (2013, 1698) esittämällä määrittelyllä on etunsa, sillä muuttujana finanssikriisiä edeltänyt asuntovarallisuussuhde on ennalta määrätty *ex ante*, ja näin ollen se voidaan ajatella eksogeeniseksi. Myöhemmässä tutkimuksessaan Mian ja Sufi (2016, 23) osoittavat postinumeroalueen aineistolla, että ennalta määrätty asuntovarallisuussuhde on myös tehokas ennustava muuttuja kotitalouksien kulutuksen muutokselle.

Vastaava kaava finanssivarallisuushokille ($FVS_{2007-2009}$) (*financial net worth shock*) kullekin havaintoyksikölle i määritellään seuraavasti

$$FVS_{i,2007-2009} = \frac{F_{i,2009} - F_{i,2007}}{NW_{i,2007}}. \quad (13)$$

Tässä tutkielmassa tehtävät estimoinnit poikkeavat hieman Mianin ym. (2013) tutkimuksesta finanssikriisin ajoituksen osalta. Euroopassa huippuvuotena voi monilla mittareilla pitää vuotta 2007, kun taas Yhdysvalloissa esimerkiksi asuntojen hinnat kääntyivät suuressa osassa osavaltioita laskuun jo vuoden 2006 aikana, ja joissakin osavaltioissa jo vuonna 2005 (ks. Case ym. 2013, 109).

Keskeisenä tehtävänä tutkielmassa on selvittää, pystyvätkö kaavoissa (12) ja (13) määritellyt asunto- tai finanssivarallisuushokit selittämään kotitalouksien kulutuksen muutosta finanssikriisin aikana 2007–2009. Kyse on yhdellä tavalla määrittelystä kotitalouksien kulutuksen joustosta asunto- ja finanssivarallisuuden suhteen, sillä asunto- ja finanssivarallisuushokit ovat määritelty asunto- ja

finanssivarallisuuksien muutoksina suhteessa nettovarallisuuteen. Toisin sanoen tutkielmassa selvitetään, kuinka suuri on kulutuksen suhteellinen muutos asunto- ja finanssivarallisuuden muuttuessa suhteessa alkuperäiseen nettovarallisuuteen. Samalla testataan kaavassa (10) esiteltyä täydellisen riskinjakamisen hypoteesia, jossa idiosynkraattisiksi shokeiksi asetetaan määritellyt asunto- sekä finanssivarallisuushokit.

Edellä mainitut kulutuksen joustot, ja samalla täydellisen riskinjakamisen hypoteesin testi, ovat esitettävissä seuraavasti

$$\frac{\Delta C_{i,2007-2009}}{C_{i,2007}} = \alpha + \beta * AVS_{i,2007-2009} + \varepsilon_i \quad (14)$$

$$\frac{\Delta C_{i,2007-2009}}{C_{i,2007}} = \alpha + \beta * FVS_{i,2007-2009} + \varepsilon_i. \quad (15)$$

Tutkielmassa sisällytetään myös sekä asuntovarallisuus- että finanssivarallisuushokki samanaikaisesti estimointiyhtälöön, samaan tapaan kuin Mianin ym. (2013, 1708) tutkimuksessa. Näin pyritään selvittämään onko molemmilla shokeilla tilastollista voimaa kotitalouksien kulutuksen muutoksen selittäjänä. Asetettaessa molemmat shokit samanaikaisesti selittäjiksi, malli saadaan muotoon

$$\frac{\Delta C_{i,2007-2009}}{C_{i,2007}} = \alpha + \beta_1 * AVS_{i,2007-2009} + \beta_2 * FVS_{i,2007-2009} + \varepsilon_i. \quad (16)$$

Estimointiyhtälöissä (14)–(16) on esitettyä Mianin ym. (2013, 1698) mukaisesti määriteltyjen asunto- ja finanssivarallisuushokkien vaikutus kotitalouksien kulutukseen taantumassa 2007–2009. Asunto- tai finanssivarallisuushokki eli asunto- tai finanssivarallisuuden muutos suhteessa alkuperäiseen nettovarallisuuteen ei kuitenkaan ole sama asia kuin yleisesti suhteellisena muutoksena ajateltava asunto- tai finanssivarallisuuden muutos suhteessa alkuperäiseen asunto- tai finanssivarallisuuteen. Tässä vaiheessa onkin syytä huomauttaa, että asunto- ja finanssivarallisuushokeille saatavat regressiokertoimet voidaan muuttaa tavanomaisiksi joustoestimaateiksi kertomalla ne asunto- ja finanssivarallisuuden suhteilla nettovarallisuuteen.¹⁷ Yksi asunto- ja finanssivarallisuushokkien käyttöä puoltava seikka estimoinneissa on, että

¹⁷ Esimerkkinä mainittakoon kaava (14), johon voitaisiin $\beta_1 * \frac{H_{i,2009}-H_{i,2007}}{NW_{i,2007}}$:n tilalle sijoittaa $\beta_2 * \frac{H_{i,2009}-H_{i,2007}}{H_{i,2007}}$, mikäli haluttaisiin estimoida regressiokerroin asuntovarallisuuden muutokselle suhteessa alkuperäiseen asuntovarallisuuteen. Yhdistettäessä nämä, havaitaan kuitenkin, että β_2 voidaan esittää β_1 :n avulla seuraavasti: $\beta_2 = \beta_1 * \frac{H_{i,2007}}{NW_{i,2007}}$.

mahdollinen kotitalouksien velkaantumisen vaikutus tulee tällöin huomioiduksi (Mian & Sufi 2016, 23).

5.1.2. Kotitalouksien kulutuksen varallisuusjoustojen estimointi tasomuodon yhtälöillä

Seuraavaksi esiteltävistä kahdeksasta estimointiyhtälöstä ensimmäisessä ei oteta huomioon havaintojen välisiä maa- eikä aikakohtaisia eroja, vaan aineisto poolataan, ja estimoidaan poolatun pienimmän neliösumman menetelmällä (*pooled ordinary least squares*). Poolattu regressiomalli voidaan ajatella populaatiokeskiarvoistetuksi malliksi (*population averaged model*) (Greene 2012, 389). Tämä niin sanottu poolattu regressio, kaava (17), sisältää saman vakiotermin α kullekin maalle ja ajanhetkelle. Tasomuodon mallispesifikaatioista kuudessa on sisällytettynä yleisen vakiotermin sijasta kiinteät vaikutukset (*fixed effects*). Lisäksi kaavassa (20) esitetään malli, jossa on vakiotermin α lisäksi kullekin maalle ominaiset aikatrendit (*country spesific time trends*).

Ensimmäinen kiinteiden vaikutusten tasomuodon spesifikaatio, kaava (18), sisältää kullekin havaintoyksikölle (maalle) kiinteän vaikutuksen α_i . Maakohtainen kiinteä vaikutus ottaa huomioon ominaispiirteet kunkin maan taloudessa. Kaavassa (18) esitettyä estimointiyhtälöä kutsutaan LSDV (*Least Squares Dummy Variable*) -estimaattoriksi, sillä kullekin ryhmälle (maalle) lisätään oma dummy -muuttuja. Kaavaa (18) vastaava kiinteiden vaikutusten estimaattori β :ille saadaan myös soveltamalla OLS-estimointia yhtälöön, joka on *within* -transformoitu, eli esitetty muuttujien poikkeamina yksilökeskiarvoistaan yli ajan. Tästä syystä kaavan (18) tyyppinen estimaattori voidaankin ajatella *within* -estimaattoriksi. (Greene 2012, 400; Verbeek 2004, 345–346.)

Toinen kiinteiden vaikutusten spesifikaatio, kaava (19), sisältää kullekin vuodelle kiinteän aikavaikutuksen α_t . Aikavaikutus voidaan tulkita yleiseksi poikkeamaksi trendistä, mikä vaikuttaa kaikkiin maihin samalla tavoin. Kaavassa (20) on sisällytettynä yleisen vakiotermin α lisäksi kullekin maalle ominainen vakioinen trendi yli ajan, tätä maakohtaista aikatrendiä merkitään δ_{it} :llä. Tämä maakohtainen aikatrendi voidaan tulkita maalle ominaiseksi komponentiksi, joka kasvattaa tai laskee kotitalouksien kulutusta maassa yli ajan. Aikasarjojen ollessa mahdollisesti epästationaarisia, voi aikasarjojen epästationaarisuus vähentyä tai poistua sisällytettäessä kullekin maalle ominainen lineaarinen, deterministinen trendi δ_{it} estimointiyhtälöön. Kaava (21), sisältää sekä maakohtaisen kiinteän vaikutuksen että kiinteän aikavaikutuksen. Mallissa (22) puolestaan sallitaan jokaiselle maalle ominaisen vakiotermin lisäksi jokaiselle maalle ominainen vakioinen trendi yli ajan. Malli

(23) puolestaan sisältää kiinteiden aikavaikutusten α_t lisäksi myös maakohtaiset aikatrendit $\delta_i t$. Malli (24) sisältää samanaikaisesti sekä maakohtaiset kiinteät vaikutukset, kiinteät aikavaikutukset että maakohtaiset kiinteät aikatrendit.¹⁸

Kaavat (17)–(24) ovat esitettävissä seuraavasti

$$\log C_{it} = \alpha + \beta_1 * \log H_{it} + \beta_2 * \log F_{it} + \beta_3 * \log Y_{it} + u_{it}, \quad (17)$$

$$\log C_{it} = \alpha_i + \beta_1 * \log H_{it} + \beta_2 * \log F_{it} + \beta_3 * \log Y_{it} + u_{it}, \quad (18)$$

$$\log C_{it} = \alpha_t + \beta_1 * \log H_{it} + \beta_2 * \log F_{it} + \beta_3 * \log Y_{it} + u_{it}, \quad (19)$$

$$\log C_{it} = \alpha + \delta_i t + \beta_1 * \log H_{it} + \beta_2 * \log F_{it} + \beta_3 * \log Y_{it} + u_{it}, \quad (20)$$

$$\log C_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 * \log H_{it} + \beta_2 * \log F_{it} + \beta_3 * \log Y_{it} + u_{it}, \quad (21)$$

$$\log C_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_1 * \log H_{it} + \beta_2 * \log F_{it} + \beta_3 * \log Y_{it} + u_{it}, \quad (22)$$

$$\log C_{it} = \alpha_t + \delta_i t + \beta_1 * \log H_{it} + \beta_2 * \log F_{it} + \beta_3 * \log Y_{it} + u_{it}, \quad (23)$$

$$\log C_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \delta_i t + \beta_1 * \log H_{it} + \beta_2 * \log F_{it} + \beta_3 * \log Y_{it} + u_{it}, \quad (24)$$

joissa $i = 1, \dots, 20$; $t = 2000, \dots, 2015$ ja virhetermi $u_{it} \sim IID(0, \sigma_u^2)$. Virhetermit ovat siis toisistaan riippumattomia ja identtisesti jakautuneita (*Independent and Identically Distributed*). Oletus virhetermin jakaumasta seuraa kiinteiden vaikutusten -estimaattorin tarkentuvuuden edellytyksestä, että selittäjät eivät korreloi virhetermin kanssa. Tämä edellyttää, että selittäjät x_{it} ovat aidosti eksogeenisiä eli $E(x_{it}u_{is}) = 0$, kaikille s :lle ja t :lle. Näin ollen oletus on välttämätön kiinteiden vaikutusten estimointimalleille. Mikäli oletus riippumattomasta ja identtisesti jakautuneesta virhetermistä tehdään myös poolatulle regressiomallille, helpottaa se analyysiä, sillä muita oletuksia (selittäjien säännöllisyysoletus ja oletus samanaikaisesta korreloimattomuudesta) ei ole tällöin

¹⁸ Casen ym. (2013) tutkimuksessa ei estimoitu malleja (17), (19), (20), (23) ja (24) muistuttavia malleja. Case ym. (2013, 117) estimoiivat kolme mallia, joista kaikki sisälsivät osavaltiokohtaiset kiinteät vaikutukset. Casen ym. (2013, 117) estimoimista malleista ensimmäinen vastasi mallia (18), ja toisessa mallissa oli kiinteiden vaikutusten lisäksi osavaltiokohtaiset aikatrendit (*state specific time trends*), eli aivan kuten mallissa (22). Kolmannessa Casen ym. (2013, 117) estimoimassa mallissa oli kiinteiden vaikutusten lisäksi samanaikaisesti sekä neljännesvuosittaiset että vuosittaiset kiinteät aikavaikutukset (*year/quarter-specific fixed effects*), joten se hyvin läheisesti muistuttaa tässä tutkimuksessa estimoitavaa mallia (21).

tarpeen tehdä. Tässä tutkielmassa virhetermien sallitaan olevan autokorreloituneita, sillä autokorrelaatiota korjataan Praisin ja Winstenin (1954) esittämällä *Prais–Winsten-transformaatiolla*. Kunkin mallin virhetermiin jäävää autokorrelaatiota tulee kuitenkin tarkastella myöhemmin tulosten luotettavuutta arvioitaessa. (Greene 2012, 389; Verbeek 2004, 33–34, 346.)

Edellä esitettyjä kiinteitä vaikutuksia voidaan kritisoida, sillä maakohtainen kiinteä vaikutus tuskin on sama koko tarkastelujakson 2000–2015 ajan. Myöskään ajassa tapahtuvat suhdannevaihtelut tuskin vaikuttavat kaikkiin maihin samalla tavoin, sillä maiden talouksien rakenteissa on eroja. Voidaankin pohtia, reagoivatko esimerkiksi vientivetoiset maat voimakkaammin maailmantalouden suhdannevaihteluihin, ollen siten ”syklisempiä”. Toisaalta varallisuuden kulutusvaikutuksessa on havaittu eroja rahoitusmarkkinakeskeisten ja pankkikeskeisten talouksien välillä (Ludwig & Sløk 2004, 18). Voikin olla mahdollista, etteivät kiinteät aikavaikutukset ole samoja rahoitusmarkkinakeskeisille ja pankkikeskeisille talouksille.

Maakohtaisten kiinteiden vaikutusten heikkoutena voi pitää myös sitä, että maakohtaiset kiinteät vaikutukset kaappaavat kaiken maiden välisen vaihtelun eli maiden väliset tasoerot, minkä vuoksi maiden välistä poikittaisvaihtelua (*between*) ei hyödynnetä ollenkaan. Kiinteiden vaikutusten estimointimenetelmät nimittäin minimoivat havaintoyksiköiden sisäistä (*within*) vaihtelua ja maksimoivat siten havaintoyksiköiden sisäistä selitystä *within-R²*. Teoreettisesti kysymys on siitä, tulisiko ”todellisessa” mallissa olla maakohtaiset ominaispiirteet tai kiinteät aikavaikutukset vai ei. Koska tästä ei ole tietoa, estimoidaan malli sekä poolattuna ilman kiinteitä vaikutuksia että niiden kanssa. (Verbeek 2004, 353.)

5.1.3. Prais–Winsten-estimoitavat yhtälöt kulutuksen varallisuusjoustoille

Mikäli edellä esitettyjen estimointiyhtälöiden (17)–(24) virhetermi on autokorreloitunut, ei OLS-estimaattori ole tehokas. OLS-estimaattori ei tässä tapauksessa ole myöskään tarkentuva, sillä tarkentuvuuden edellytykseksi oletettiin virhetermien olevan toisistaan riippumattomia ja identtisesti jakautuneita. Virhetermien riippumattomuusoletus kuitenkin rikkoutuu virhetermien riippuessa edellisistä arvoistaan. Virhetermin autokorrelaation korjaamiseksi Case ym. (2013, 117) estimoivat edellä esitettyjä tasomuodon yhtälöitä (18), (21) ja (22) muistuttavat yhtälöt myös ensimmäisen asteen autokorreloituneiden virheiden muodossa. Tämä on tarpeellista, mikäli oletus virhetermin

jakaumasta rikkoutuu autokorrelaation vuoksi ja autokorrelaation epäillään olevan muotoa $u_{it} = \rho u_{it-1} + v_{it}$, $|\rho| < 1$, jossa ρ on autokorrelaatiokerroin ja v_{it} on mallin uusi virhetermi.

Tässä tutkielmassa mukaillaan Casen ym. (2013, 117–119) menettelyä. Estimoinnit tehdään siis kaikille edellä esitetyille malleille myös AR(1)-jakautuneiden virhetermien tapauksessa. Estimoinneissa käytetään Praisin ja Winstenin (1954) esittämää menetelmää, joka on tyypillinen yleistetyn pienimmän neliösumman GLS (*Generalized Least Squares*) -estimointimenetelmä virhetermin autokorrelaation korjaamiseksi. Tätä Praisin ja Winstenin (1954) esittämää menettelytapaa kutsutaan toisinaan *Prais–Winsten-estimaattoriksi* tai *Prais–Winsten-transformaatioksi* (Greene 2012, 598; Verbeek 2004, 100). Tässä tutkielmassa Prais–Winsten-estimaattorin voidaan todeta olevan FGLS (*Feasible Generalized Least Squares*) -estimaattori, sillä virhetermien autokorrelaatiokertoimet estimoidaan. Mikäli täsmällinen autokorrelaation muoto tunnettaisiin, voitaisiin muodostaa täsmällinen GLS-estimaattori.

Kategorisesti Prais–Winsten-transformaation avulla tehtävät estimoinnit voidaan luokitella tasomuodon malleihin, pois lukien erikoistapaus, jossa $\rho = 1$. Tässä tutkielmassa Prais–Winsten-transformoitujen mallien esittely on kuitenkin erotettu selkeyden vuoksi omaksi alaluvukseen. Myöhemmin tutkielman tulososassa Prais–Winsten-transformoitujen mallien antamat tulokset käsitellään osana tasomuodon malleja.

Prais–Winsten-menetelmällä tehtävät estimoinnit suoritetaan siten, että ensimmäisessä vaiheessa estimoidaan alkuperäiset yhtälöt (17)–(24), minkä jälkeen näiden yhtälöiden residuaalien avulla estimoidaan autokorrelaatiokertoimet autokorrelaatiofunktioista $u_{it} = \rho u_{it-1} + v_{it}$, $|\rho| < 1$. Tämän jälkeen alkuperäisten yhtälöiden molemmat puolet viivästetään yhdellä periodilla ja kerrotaan saadulla autokorrelaatiokertoimen estimaatilla. Lopuksi alkuperäisten yhtälöiden viivästämättömistä arvoista vähennetään puolittain nämä autokorrelaatiokertoimella kerrotut yhdellä askeleella viivästetyt arvot. Koska edellä esitetyssä transformaatioissa menetetään aineiston ensimmäiset havainnot, tulee ensimmäiset havainnot kertoa kertoimella $\sqrt{1 - \rho^2}$, jotta kaikki aineiston havainnot saadaan hyödynnettyä (Verbeek 2004, 100). Kun muuttujat on transformoitu, sovelletaan OLS-estimaattoria transformoituun malliin.

Cochranen ja Orcuttin (1949, 35) esittämä transformaatio on muilta osin samankaltainen kuin Prais–Winsten-transformaatio, mutta Cochran–Orcutt-transformaatioissa menetetään aineiston ensimmäiset havainnot, sillä edellä esitettyä korjausta ei tehdä aineiston ensimmäisille havainnoille.

Tässä tutkielmassa tehtävän Prais–Winsten-transformaation tuloksena saatavan uuden virhetermin v_{it} tulisi täyttää Gauss–Markov-ehdot, eli olla niin sanottua valkoista kohinaa (*white noise*), mikäli malli on transformoitu oikein ja autokorrelaatiokerrotimeksi käytetty $\hat{\rho}$ on riittävän lähellä todellista autokorrelaatiokerrointa ρ . (Greene 2012, 950, 966.) Mainittakoon, että myös Case ym. (2013, 118) käyttävät estimoinneissaan Prais–Winsten-estimointimenetelmää.

Prais–Winsten-transformaation idea avautuu luultavasti edellä esitettyä sanallista selitystapaa paremmin kaavamuodossa. Kun yhtälön (17) virhetermien autokorrelaatiokerroin ρ on estimoitu ensimmäisessä vaiheessa, voidaan muodostaa Prais–Winsten-transformaatio. Kun yhtälö (17) viivästetään yhdellä periodilla, viivästetyn yhtälön molemmat puolet kerrotaan ρ :lla ja viivästetty yhtälö vähennetään puolittain alkuperäisestä viivästämättömästä yhtälöstä, saadaan transformoitu muoto (25), jossa menetetään toistaiseksi aineiston ensimmäiset havainnot:

$$\log C_{it} - \rho * \log C_{it-1} = \alpha - \rho * \alpha + \beta_1 * (\log H_{it} - \rho * \log H_{it-1}) + \beta_2 * (\log F_{it} - \rho * \log F_{it-1}) + \beta_3 * (\log Y_{it} - \rho * \log Y_{it-1}) + u_{it} - \rho * u_{it-1}. \quad (25)$$

Kaavasta (25) havaitaan, että Prais–Winsten- ja Cochrane–Orcutt-transformaatioissa on kyse tavallaan autoregressiivisesti jakautuneiden viiveiden mallista (*Autoregressive Distributed Lags, ARDL*). Kaavassa (25) voitaisiin siirtää termi $\rho * \log C_{it-1}$ yhtälön oikealle puolelle, jolloin mallin selitettävä muuttuja voidaan esittää ainoastaan selittäjien ja selitettävien muuttujien viivästettyjen ja viivästämättömien arvojen avulla. Tämä on loogista, sillä usein autokorrelaatio mallin virhetermissä aiheutuu siitä, että selittäjinä tulisi olla selitettävän tai selitettävien muuttujien viivästettyjä arvoja. ARDL-mallin kaltaista lähestymistapaa varallisuuden kulutusvaikutuksen estimoinneissa käyttävät ainakin De Bonis ja Silvestrini (2012, 417–418) sekä Jaramillo ja Chailloux (2015, 12–13). De Bonisin ja Silvestrinin (2012, 419) sekä Jaramillon ja Chaillouxin (2015, 12–13) esittämiin tasomuodon yhtälöihin on sisällytetty kulutuksen, tulojen ja varallisuuden viivästettyjä arvoja selittäjiksi, mikä on toisinaan hyvä, suoraviivainen tapa toimia.

Kaava (25) esitetään kuitenkin tyypillisemmin esitysmuodossa (26), jossa on myös ensimmäisten havaintojen transformaatio esitettynä formaalisti:

$$\log C_{it}^* = \alpha^* + \beta_1 * \log H_{it}^* + \beta_2 * \log F_{it}^* + \beta_3 * \log Y_{it}^* + v_{it}, v_{it} \sim IID(0, \sigma_v^2) \quad (26)$$

jossa $\alpha^* = \alpha * (1 - \rho)$

$$\begin{aligned}
\log C_{it}^* &= \log C_{it} - \rho * \log C_{it-1}, & \text{kun } t &= 2001, \dots, 2015, \\
\log H_{it}^* &= \log H_{it} - \rho * \log H_{it-1}, & \text{kun } t &= 2001, \dots, 2015, \\
\log F_{it}^* &= \log F_{it} - \rho * \log F_{it-1}, & \text{kun } t &= 2001, \dots, 2015, \\
\log Y_{it}^* &= \log Y_{it} - \rho * \log Y_{it-1}, & \text{kun } t &= 2001, \dots, 2015, \\
\log C_{i2000}^* &= \sqrt{1 - \rho^2} * \log C_{i2000}, \\
\log H_{i2000}^* &= \sqrt{1 - \rho^2} * \log H_{i2000}, \\
\log F_{i2000}^* &= \sqrt{1 - \rho^2} * \log F_{i2000}, \\
\log Y_{i2000}^* &= \sqrt{1 - \rho^2} * \log Y_{i2000}.
\end{aligned}$$

Kun ρ on estimoitu ensimmäisessä vaiheessa, saadaan aineistoon transformoitua muuttujat α^* , α_i^* , δ_i^* , $\log C_{it}^*$, $\log H_{it}^*$, $\log F_{it}^*$ ja $\log Y_{it}^*$. Samaan tapaan transformoidut muodot aiemmin esitetyille estimointiyhtälöille (18)–(24) ovat seuraavat:

$$\log C_{it}^* = \alpha_i^* + \beta_1 * \log H_{it}^* + \beta_2 * \log F_{it}^* + \beta_3 * \log Y_{it}^* + v_{it}, \quad (27)$$

$$\log C_{it}^* = \alpha_t + \beta_1 * \log H_{it}^* + \beta_2 * \log F_{it}^* + \beta_3 * \log Y_{it}^* + v_{it}, \quad (28)$$

$$\log C_{it}^* = \alpha^* + \delta_i^* + \beta_1 * \log H_{it}^* + \beta_2 * \log F_{it}^* + \beta_3 * \log Y_{it}^* + v_{it}, \quad (29)$$

$$\log C_{it}^* = \alpha_i^* + \alpha_t + \beta_1 * \log H_{it}^* + \beta_2 * \log F_{it}^* + \beta_3 * \log Y_{it}^* + v_{it}, \quad (30)$$

$$\log C_{it}^* = \alpha_i^* + \delta_i^* + \beta_1 * \log H_{it}^* + \beta_2 * \log F_{it}^* + \beta_3 * \log Y_{it}^* + v_{it}, \quad (31)$$

$$\log C_{it}^* = \alpha_t + \delta_i^* + \beta_1 * \log H_{it}^* + \beta_2 * \log F_{it}^* + \beta_3 * \log Y_{it}^* + v_{it}, \quad (32)$$

$$\log C_{it}^* = \alpha_i^* + \alpha_t + \delta_i^* + \beta_1 * \log H_{it}^* + \beta_2 * \log F_{it}^* + \beta_3 * \log Y_{it}^* + v_{it}, \quad (33)$$

joissa

$$\begin{aligned}
\alpha^* &= \alpha * (1 - \rho) \\
\alpha_i^* &= \alpha_i * (1 - \rho) \\
\delta_i^* &= \delta_i * (t - \rho t + \rho) \\
\log C_{it}^* &= \log C_{it} - \rho * \log C_{it-1}, & \text{kun } t &= 2001, \dots, 2015, \\
\log H_{it}^* &= \log H_{it} - \rho * \log H_{it-1}, & \text{kun } t &= 2001, \dots, 2015, \\
\log F_{it}^* &= \log F_{it} - \rho * \log F_{it-1}, & \text{kun } t &= 2001, \dots, 2015, \\
\log Y_{it}^* &= \log Y_{it} - \rho * \log Y_{it-1}, & \text{kun } t &= 2001, \dots, 2015,
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\log C_{i2000}^* &= \sqrt{1 - \rho^2} * \log C_{i2000}, \\
\log H_{i2000}^* &= \sqrt{1 - \rho^2} * \log H_{i2000}, \\
\log F_{i2000}^* &= \sqrt{1 - \rho^2} * \log F_{i2000}, \\
\log Y_{i2000}^* &= \sqrt{1 - \rho^2} * \log Y_{i2000}.
\end{aligned}$$

Edellä esitetyt mallispesifikaatiot (26)–(33) ovat muuten identtisiä, mutta vakiotermien eli kiinteiden vaikutusten osalta mallit eroavat hieman. Myös ensimmäisen vaiheen estimoinneista saatavat autokorrelaatiokertoimien estimaatit ovat luonnollisesti erisuuruiset kussakin tapauksessa, mistä johtuen transformoitujen muuttujien arvot ovat ominaiset kullekin mallille. Poolatussa regressiomallissa käytettävä yksiselitteinen vakio-termi α eivätkä maakohtaiset kiinteät vaikutukset α_i ole aikariippuvaisia, vaan ne saavat kullakin ajanhetkellä saman arvon. Näin ollen ne tulee kertoa jokaisella ajanhetkellä samalla vakiolla $(1 - \rho)$. Sen sijaan maakohtaisten aikatrendien kerroin seuraa, kun t :stä vähennetään $\rho(t - 1)$. Kiinteiden aikatrendien tapauksessa havaitaan, että $\alpha_t - \rho * \alpha_{t-1} = \alpha_t$, koska α_{t-1} saa arvon 0 periodilla t . Näin ollen kiinteät aikatrendit voidaan sijoittaa malleihin sellaisenaan.

Täsmennyksenä vielä mainittakoon, että Prais–Winsten-menetelmän ensimmäisessä vaiheessa estimoitavat autokorrelaatiokertoimet $\hat{\rho}$ estimoidaan kunkin mallin residuaaleista poolattuna. Autokorrelaatiokertoimien estimaatit ovat siis kussakin mallissa samoja jokaiselle ajanhetkelle ja maalle, vaikka malli sisältäisikin kiinteät vaikutukset tai kiinteät aikatrendit. On tietysti teoriassa mahdollista, että autokorrelaatiokerroin on hieman erilainen kussakin maassa tai eri ajanhetkillä, mutta autokorrelaatiokertoimien estimaattien suuruuden kannalta vaikutuksen havaitaan olevan vähäinen. Maakohtaiset ominaisuudet tulevat huomioiduksi Prais–Winsten-transformaation ensimmäisessä ja toisessa vaiheessa. Tämän vuoksi maakohtaisten ominaisuuksien huomioimisen vielä virhetermin autokorrelaatiokertoimia laskettaessa voi sanoa muuttavan estimointituloksia suurimmillaankin vain ainoastaan erittäin vähän.

5.1.4. Differenssimuodon estimointiyhtälöt kotitalouksien kulutuksen varallisuusjoustoille

Kulutuksen varallisuusjoustot estimoidaan myös logaritmien differenssejä käyttäen, jolloin logaritmoitujen perättäisten havaintojen erotus voidaan tulkita suhteelliseksi muutokseksi. Otettaessa yhtälöstä differenssi, maakohtainen kiinteä vaikutus eliminoiduu. Toisaalta differoitaessa

maakohtainen kiinteä aikatrendi, tulee differenssimuodon malliin jokaiselle maalle ominainen vakio: $\delta_i t - \delta_i(t - 1) = \delta_i$. Johdonmukaisuuden vuoksi tätä maakohtaista kiinteää vakiota δ_i merkitään malleissa α_i :llä, jota aiemmin käytettiin maakohtaisen kiinteän vakion symbolina. On kuitenkin syytä pitää mielessä, että differenssimuodossa tämän maakohtaisen kiinteän vaikutuksen merkitys on eri kuin tasomuodon malleissa. Näin ollen malli voidaan estimoida differenssimuodossa neljällä tavalla: ilman vakiotermejä, jolloin malli seuraa kaavoista (17) ja (18); kiinteän aikavaikutuksen kanssa; maakohtaisen kiinteän vaikutuksen kanssa, jolloin malli seuraa kaavasta (20) ja samanaikaisesti sekä maakohtaisen kiinteän vaikutuksen että kiinteän aikavaikutuksen kanssa. Ilman vakiotermejä estimoitava malli (34), kiinteän maavaikutuksen kanssa estimoitava malli (35), kiinteän aikavaikutuksen kanssa estimoitava malli (36) ja sekä kiinteän aikavaikutuksen että maakohtaisen kiinteän vaikutuksen kanssa estimoitava malli (37) ovat esitettyinä seuraavasti

$$\Delta \log C_{it} = \beta_1 * \Delta \log H_{it} + \beta_2 * \Delta \log F_{it} + \beta_3 * \Delta \log Y_{it} + \Delta u_{it}, \quad (34)$$

$$\Delta \log C_{it} = \alpha_i + \beta_1 * \Delta \log H_{it} + \beta_2 * \Delta \log F_{it} + \beta_3 * \Delta \log Y_{it} + \Delta u_{it}, \quad (35)$$

$$\Delta \log C_{it} = \alpha_t + \beta_1 * \Delta \log H_{it} + \beta_2 * \Delta \log F_{it} + \beta_3 * \Delta \log Y_{it} + \Delta u_{it}, \quad (36)$$

$$\Delta \log C_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 * \Delta \log H_{it} + \beta_2 * \Delta \log F_{it} + \beta_3 * \Delta \log Y_{it} + \Delta u_{it}, \quad (37)$$

joissa $\Delta \log C_{it} = \log C_{it} - \log C_{it-1}$, $\Delta \log H_{it} = \log H_{it} - \log H_{it-1}$, $\Delta \log F_{it} = \log F_{it} - \log F_{it-1}$, $\Delta \log Y_{it} = \log Y_{it} - \log Y_{it-1}$ ja $\Delta u_{it} = u_{it} - u_{it-1}$.

5.1.5. Kotitalouksien rajakulutusalttiuksien estimointi

Tutkielmassa halutaan selvittää myös keskimääräiset rajakulutusalttiudet kotitalouksien asuntovarallisuuden sekä finanssivarallisuuden suhteen. Tutkielmassa rajakulutusalttiudet estimoidaan läpi koko paneelin. Samaan tapaan kuin kulutuksen varallisuusjoustoja estimoidaessa, estimoidaan poolattu regressiomalli ja tämän jälkeen kuusi spesifikaatiota, jotka sisältävät kiinteitä vaikutuksia sekä yksi malli, jossa on vakiotermin lisäksi sisällytettynä maakohtaiset kiinteät aikatrendit. Myös Dvornak ja Kohler (2007, 122–124) käyttivät rajakulutusalttiuksien estimoinnissa, Casen ym. (2001) tutkimusta mukaillen, kiinteiden vaikutusten estimointimenetelmää.

Ensimmäinen tasomuodon spesifikaatio, kaava (38), on poolattu regressio. Kaava (39) sisältää kullekin havaintoyksikölle (maalle) kiinteän vaikutuksen α_i . Kaava (40) puolestaan sisältää kullekin vuodelle kiinteän aikavaikutuksen α_t . Yleinen vakiotermi sekä maakohtainen kiinteä aikatrendi ovat sisällytettyinä kaavassa (41). Kaava (42) sisältää sekä maakohtaisen kiinteän vaikutuksen että kiinteän aikavaikutuksen. Kaavassa (43) on maakohtaisten kiinteiden vaikutusten lisäksi maakohtainen kiinteä aikatrendi. Kaavassa (44) on vastaavasti kiinteiden aikavaikutusten lisäksi maakohtainen kiinteä aikatrendi. Viimeisessä yhtälössä (45) on samanaikaisesti sekä maakohtainen kiinteä vaikutus α_i , kiinteä aikavaikutus α_t että maakohtainen kiinteä aikatrendi $\delta_i t$. Estimoinnit (38)–(45) ovat esitettävissä seuraavasti

$$C_{it} = \alpha + \beta_1 * H_{it} + \beta_2 * F_{it} + \beta_3 * Y_{it} + u_{it}, \quad (38)$$

$$C_{it} = \alpha_i + \beta_1 * H_{it} + \beta_2 * F_{it} + \beta_3 * Y_{it} + u_{it}, \quad (39)$$

$$C_{it} = \alpha_t + \beta_1 * H_{it} + \beta_2 * F_{it} + \beta_3 * Y_{it} + u_{it}, \quad (40)$$

$$C_{it} = \alpha + \delta_i t + \beta_1 * H_{it} + \beta_2 * F_{it} + \beta_3 * Y_{it} + u_{it}, \quad (41)$$

$$C_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 * H_{it} + \beta_2 * F_{it} + \beta_3 * Y_{it} + u_{it}, \quad (42)$$

$$C_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_1 * H_{it} + \beta_2 * F_{it} + \beta_3 * Y_{it} + u_{it}, \quad (43)$$

$$C_{it} = \alpha_t + \delta_i t + \beta_1 * H_{it} + \beta_2 * F_{it} + \beta_3 * Y_{it} + u_{it}, \quad (44)$$

$$C_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \delta_i t + \beta_1 * H_{it} + \beta_2 * F_{it} + \beta_3 * Y_{it} + u_{it}, \quad (45)$$

joissa virhetermi $u_{it} \sim IID(0, \sigma_u^2)$.

Samaan tapaan kuin joustojen tapauksessa luvussa 5.1.3., myös nyt tasomuodon yhtälöistä estimoidaan kaikki myös AR(1)-jakautuneiden virhetermien muodossa Prais–Winsten-menetelmällä. Tällöin yhtälöt (38)–(45) muokkautuvat muotoon

$$C_{it}^* = \alpha^* + \beta_1 * H_{it}^* + \beta_2 * F_{it}^* + \beta_3 * Y_{it}^* + v_{it}, \quad (46)$$

$$C_{it}^* = \alpha_i^* + \beta_1 * H_{it}^* + \beta_2 * F_{it}^* + \beta_3 * Y_{it}^* + v_{it}, \quad (47)$$

$$C_{it}^* = \alpha_t + \beta_1 * H_{it}^* + \beta_2 * F_{it}^* + \beta_3 * Y_{it}^* + v_{it}, \quad (48)$$

$$C_{it}^* = \alpha^* + \delta_i^* + \beta_1 * H_{it}^* + \beta_2 * F_{it}^* + \beta_3 * Y_{it}^* + v_{it}, \quad (49)$$

$$C_{it}^* = \alpha_i^* + \alpha_t + \beta_1 * H_{it}^* + \beta_2 * F_{it}^* + \beta_3 * Y_{it}^* + v_{it}, \quad (50)$$

$$C_{it}^* = \alpha_i^* + \delta_i^* + \beta_1 * H_{it}^* + \beta_2 * F_{it}^* + \beta_3 * Y_{it}^* + v_{it}, \quad (51)$$

$$C_{it}^* = \alpha_t + \delta_i^* + \beta_1 * H_{it}^* + \beta_2 * F_{it}^* + \beta_3 * Y_{it}^* + v_{it}, \quad (52)$$

$$C_{it}^* = \alpha_i^* + \alpha_t + \delta_i^* + \beta_1 * H_{it}^* + \beta_2 * F_{it}^* + \beta_3 * Y_{it}^* + v_{it}, \quad (53)$$

joissa

$$\alpha^* = \alpha * (1 - \rho)$$

$$\alpha_i^* = \alpha_i * (1 - \rho)$$

$$\delta_i^* = \delta_i * (t - \rho t + \rho)$$

$$C_{it}^* = C_{it} - \rho * C_{it-1}, \quad \text{kun } t = 2001, \dots, 2015,$$

$$H_{it}^* = H_{it} - \rho * H_{it-1}, \quad \text{kun } t = 2001, \dots, 2015,$$

$$F_{it}^* = F_{it} - \rho * F_{it-1}, \quad \text{kun } t = 2001, \dots, 2015,$$

$$Y_{it}^* = Y_{it} - \rho * Y_{it-1}, \quad \text{kun } t = 2001, \dots, 2015,$$

$$C_{i2000}^* = \sqrt{1 - \rho^2} * C_{i2000},$$

$$H_{i2000}^* = \sqrt{1 - \rho^2} * H_{i2000},$$

$$F_{i2000}^* = \sqrt{1 - \rho^2} * F_{i2000},$$

$$Y_{i2000}^* = \sqrt{1 - \rho^2} * Y_{i2000}.$$

Edellä esitettyjen tasomuodon mallien lisäksi rajakulutusalttiudet estimoidaan myös differenssimuodossa. Ilman vakiotermiä estimoitava malli (54), maakohtaisen kiinteän vaikutuksen kanssa estimoitava malli (55), kiinteän aikavaikutuksen kanssa estimoitava malli (56) ja sekä kiinteän maa- että aikavaikutuksen kanssa estimoitava malli (57) ovat esitettynä seuraavasti

$$\Delta C_{it} = \beta_1 * \Delta H_{it} + \beta_2 * \Delta F_{it} + \beta_3 * \Delta Y_{it} + \Delta u_{it}, \quad (54)$$

$$\Delta C_{it} = \alpha_i + \beta_1 * \Delta H_{it} + \beta_2 * \Delta F_{it} + \beta_3 * \Delta Y_{it} + \Delta u_{it}, \quad (55)$$

$$\Delta C_{it} = \alpha_t + \beta_1 * \Delta H_{it} + \beta_2 * \Delta F_{it} + \beta_3 * \Delta Y_{it} + \Delta u_{it}, \quad (56)$$

$$\Delta C_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 * \Delta H_{it} + \beta_2 * \Delta F_{it} + \beta_3 * \Delta Y_{it} + \Delta u_{it}, \quad (57)$$

joissa $\Delta C_{it} = C_{it} - C_{it-1}$, $\Delta H_{it} = H_{it} - H_{it-1}$, $\Delta F_{it} = F_{it} - F_{it-1}$, $\Delta Y_{it} = Y_{it} - Y_{it-1}$ ja $\Delta u_{it} = u_{it} - u_{it-1}$.

Nyt tarkasteltaessa vielä kerran äsken esiteltyjä estimointiyhtälöitä, havaitaan Prais–Winsten-transformoitujen mallien olevan tavallaan tasomuodon mallien ja differenssimuodossa olevien mallien välimuotoja. Otetaan esimerkiksi kaikkein yksinkertaisin malli (46), joka saa muodon (38), mikäli sen virhetermi ei ole autokorreloitunut eli $\rho = 0$. Toisaalta kaava (46) muokkautuu muotoon (54), mikäli sen virhetermissä on yksikköjuuri eli virhetermi noudattaa satunnaiskulkua (*random walk*), jossa $\rho = 1$.

On varsin perusteltua estimoida sekä kotitalouksien kulutuksen varallisuusjoustot että rajakulutusalttiudet niin tasomuodossa, differenssimuodossa kuin Prais–Winsten-transformoidussa muodossa, sillä riittävän tarkkaa talousteorian antamaa varmuutta siitä, mikä spesifikaatio parhaiten suodattaa aineistossa olevan informaation, ei ole. Ando ja Modigliani (1963, 57–58) esittävät muuttujien välisen riippuvuuden tasomuodossa (kaava (7)), minkä voi ajatella kuvaavan muuttujien välistä pitkän aikavälin relaatiota. Muuttujien tasoihin vaikuttavat nimittäin kaikki aiemmat sarjoihin tulleet häiriöt. Differenssimuodon estimointiyhtälöihin sen sijaan vaikuttaa ainoastaan samalla periodilla sarjaan tuleva häiriö, joten differenssimuodon estimointitulosten voi ajatella kuvaavan muuttujien lyhyen aikavälin relaatiota. Prais–Winsten-menetelmällä saadut tulokset puolestaan voidaan ajatella ”keskipitkän” aikavälin estimaateiksi. Prais–Winsten-menetelmässä aiemmat sarjaan tulleet häiriöt vaikuttavat muuttujiin painolla, joka riippuu muuttujien transformoinnissa käytetystä autokorrelaatiokertoimen estimaatista. Ilmiönä varallisuuden vaikutus kulutukseen voi olla joko pitkän, keskipitkän tai lyhyen aikavälin ilmiö, joten monien eri mallispesifikaatioiden käyttö nähdään tarpeelliseksi. Voidaankin arvioida niiden mallispesifikaatioiden suodattavan parhaiten aineistossa olevan informaation, jotka tuottavat mallin virhetermiksi ainoastaan valkoista kohinaa.

5.2. Käytettävät estimointimenetelmät

Tämän tutkielman estimoinneissa käytetään lineaarista regressiomallia, jossa yhdellä tai useammalla selittävällä muuttujalla selitetään mallin selitettävää muuttujaa. Linearisessa regressiomallissa käytettävissä olevaan aineistoon sovitetaan lineaarinen regressiosuora. Lineaarisen regressiosuoran

tuntemattomat parametrit estimoidaan käyttäen kaikissa estimoinneissa pienimmän neliösumman (*Ordinary Least Squares, OLS*) estimointimenetelmää.

Itse asiassa käytettävissä oleva aineisto on 20 maan otos populaatiosta, kaikista maailman valtioista. Tuloksista voidaan tehdä jossain määrin yleisemmin päteviä johtopäätöksiä, olettamalla muuttujien välisen riippuvuuden pätevän kaikille valtioille populaatiossa. Tällöin otoksen perusteella saadaan tuntemattomien populaatioparametrien estimaatit. Yleisesti päteviä, koko populaatiota koskevia johtopäätöksiä ei tutkielmassa kuitenkaan tehdä. Aineistona käytettävän otoksen voi nimittäin olettaa olevan valikoitunut, kaikkien maiden ollessa Euroopan valtioita. Sen sijaan Euroopan valtioihin tulosten voidaan katsoa olevan yleistettävissä, sillä Euroopan valtioista mukaan on otettu kaikki, joista on saatavilla vertailukelpoista aineistoa riittävän pitkältä ajalta. Kaikilla Euroopan valtioilla on siten ollut yhtä suuri todennäköisyys päätyä otokseen. Otoksen ei havaita myöskään olevan valikoitunut kulutuksen tai varallisuuden suhteen: aineisto pitää sisällään sekä kotitalouksien varallisuudeltaan rikkaita että köyhiä valtioita. Euroopan valtioiden osalta ei siis luultavasti ole olemassa otosvalikointiharhaa, minkä vuoksi tulokset eivät olisi yleistettävissä. Mikäli valikoitumista Euroopan aineistossa kuitenkin on, antavat tulokset tietoa käytettävissä olevasta maajoukosta. (Verbeek 2004, 14.)

Tässä tutkielmassa OLS-estimointia käytetään sekä paneeli- että poikkileikkaustarkasteluissa, erityyppisten mallien tapauksessa. Paneeliaineiston käyttöön sisältyy muutamia etuja, joiden vuoksi paneeliaineistolla tehtävien estimointien voidaan ajatella vastaavan hyvin tutkielman tutkimuskysymyksiin. Kenties keskeisin paneeliaineiston etu on, että estimointeihin saadaan tällöin mahdollisimman paljon havaintopisteitä, jolloin estimointien tehokkuus paranee. Tässä tapauksessa merkittävänä paneeliaineiston etuna voidaan pitää myös sitä, että ei-havaittavat kiinteät yksilövaikutukset saadaan kontrolloitua. Toisaalta kiinteät yksilövaikutukset tulevat huomioiduiksi myös differenssimuodon malleissa, otettaessa saman maan perättäisistä havainnoista differenssi. Kuten tutkielman neljännen luvun kuvailevassa osiossa esiteltiin, on aineiston sisällä runsaasti maakohtaista heterogeenisyyttä. Maakohtaisten kiinteiden vaikutusten lisäämisen voikin olettaa parantavan muuttujien välistä todellista relaatiota, sillä maakohtaisten kiinteiden vaikutusten avulla pystytään kontrolloimaan selitettävään muuttujaan vaikuttavat maakohtaiset tekijät.

Paneeliaineiston sisältäessä aikaulottuvuuden, on virhetermien mahdollinen autokorreloituneisuus keskeinen ongelma poikkileikkaustarkasteluihin verrattuna. Virhetermien autokorrelaation poistamiseksi tutkielmassa käytetään mahdollisen yleistetyn pienimmän neliösumman

estimointimenetelmää FGLS. Tutkielmassa FGLS-estimoinnit suoritetaan soveltamalla tavanomaista pienimmän neliösumman OLS-estimointia aina kulloinkin tietyllä tavalla järjesteltyyn Prais–Winsten-transformoituun malliin.

Virhetermin autokorrelaatio aiheutuu usein mallin väärästä spesifikaatiosta. Voi esimerkiksi olla, että selittäjänä tulisi olla selitettävän tai selittäjien viivästettyjä arvoja. Nämä viivästetyt arvot riippuvat virhetermistä u_{it-1} , ja niiden puuttuminen vaikuttaa virhetermiin u_{it} . Tästä johtuen perättäiset virhetermit u_{it-1} ja u_{it} korreloivat. Täsmällistä autokorrelaation muotoa ei tässä tapauksessa voida varmasti tietää, mutta ensimmäisen asteen autoregressiivinen prosessi AR(1) on käytännössä hyvin yleinen autokorrelaation muoto, ja siten realistinen oletus. (Greene 2012, 964–966; Verbeek 2004, 97, 108.)

Paneelimalleissa autokorrelaation huomioimiseksi on muutamia erilaisia lähestymistapoja (ks. esim. Hsiao 2003, 57–59), joista useimmat ovat melko monimutkaisia. Useimmiten tilanne on se, että ρ tunnetaan harvoin ja ρ :lle pitää löytää pitävä estimaatti $\hat{\rho}$. Asymptoottisesti menettelytapa tehokkaan estimaattorin löytämiseksi β :lle etenee siten, että estimoidaan tai päätellään $\hat{\rho}$, transformoidaan malli siten, että autokorrelaatio eliminoiduu, ja tämän jälkeen sovelletaan käytettävää kovarianssimetodia (esimerkiksi OLS) oikealla tavalla transformoituun malliin (Hsiao 2003, 59).

Mikäli autokorrelaatio on muotoa AR(1) ja autokorrelaatiokerroin ρ tunnettaisiin, voitaisiin muodostaa uusi malli, jonka OLS-estimaattori on tehokas ja harhaton yleistetyn pienimmän neliösumman estimaattori GLS (*Generalized Least Squares*). Koska ρ tunnetaan harvoin, niin yleisin menettelytapa on muodostaa mahdollinen yleistetyn pienimmän neliösumman estimaattori FGLS estimoidulla ensin virhetermien autokorrelaatiokerroin. Asymptoottisesti FGLS tuottaa saman tuloksen kuin GLS. (Greene 2012, 964–966; Verbeek 2004, 100.)

Regressiokertoimien tilastollista merkitsevyyttä tutkittaessa, tutkielman kaikissa tulkinnoissa käytetään heteroskedastisuuden suhteen korjattuja HCSE (*Heteroskedasticity Consistent Standard Errors*) -keskivirheitä. Heteroskedastisuuden suhteen korjattuja keskivirheitä käytetään, sillä se on varsin vakiintunut menettelytapa. Vaikka estimoitavan mallin virhetermit olisivatkin joissakin tapauksissa homoskedastisia, Whiten (1980) testiin perustuvan heteroskedastisuuden testin perusteella, voi virhetermien kuitenkin todeta sisältävän jossain määrin heteroskedastisuutta. Heteroskedastisuuden suhteen robustien keskivirheiden käytön voikin nähdä perustelluksi menettelytavaksi estimointitulosten luotettavuutta arvioitaessa.

6. Tulokset

Tässä kuudennessa pääluvussa esitellään tulokset viidennessä luvussa esitellyille estimointimalleille, käyttäen neljännessä luvussa esiteltyä tutkimusaineistoa. Estimointimallit perustuvat suurelta osin teoriaan, jota käsiteltiin tutkielman toisessa luvussa. Tämän luvun keskeisenä päämääränä on tulosten raportoinnin lisäksi vertailla saatuja tuloksia kolmannessa pääluvussa esitelyihin aiemmissa tutkimuksissa saatuihin tuloksiin. Kaikkia käsitteitä ei tässä luvussa enää määritellä, mikäli käsitteet on määritelty jo aiemmin.

Tulokset-luvun rakenne etenee johdonmukaisesti siten, että ensin analysoidaan tutkielman poikkileikkaustarkastelut, jonka jälkeen siirrytään paneeliestimointien tuloksiin. Poikkileikkausestimoinneista luvun 6.1. estimointitulokset on saatu luvun 5.1.1. estimointimalleille. Paneeliestimoinneista käsitellään ensin joustot luvussa 6.2.. Luvun 6.2. alalukujen järjestys etenee siten, että luvussa 5.1.2. esitelty tasomuodon estimointimallit ja luvussa 5.1.3. esitetyt Prais–Winsten-transformoidut mallit käsitellään luvussa 6.2.1.. Luvussa 5.1.4. käsitelty differenssimuodon estimoinnit käsitellään tämän jälkeen luvussa 6.2.2.

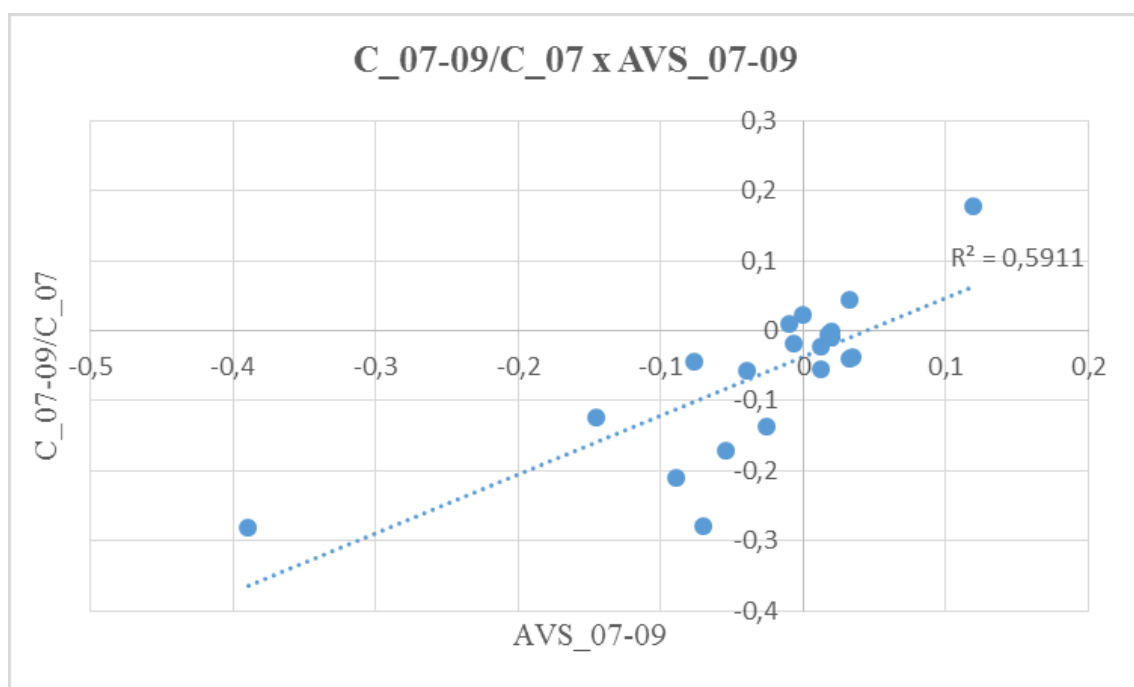
Paneeliestimoinneissa rajakulutusalttiuksille saadut estimointitulokset esitellään luvussa 6.3.. Lukujen järjestys etenee joustoja käsittelevien lukujen kanssa yhdenmukaisesti siten, että luvussa 6.3.1. käsitellään tasomuodon mallit sekä Prais–Winsten-transformoidut mallit ja luvussa 6.3.2. differenssimuodon mallit. Tuloksia käsittelevissä luvuissa pyritään viittaamaan kulloiseenkin estimointiyhtälön kaavaan, jotta lukija pystyy tarvittaessa helposti tarkistamaan, mikä malli kulloinkin on kyseessä. Jotta eri mallien antamien tulosten vertailu olisi yksinkertaista, keskeiset estimointitulokset on koostettu taulukoihin. Tämän lisäksi muuttujien välisiä relaatioita havainnollistetaan tekstissä lukuisin pisteparvikuvioidin. Lopuksi luvussa 6.4. pohditaan tekijöitä, jotka voivat mahdollisesti selittää saatuja estimointituloksia.

6.1. Asunto- ja finanssivarallisuushokkien vaikutus kotitalouksien kulutukseen Euroopassa 2007–2009

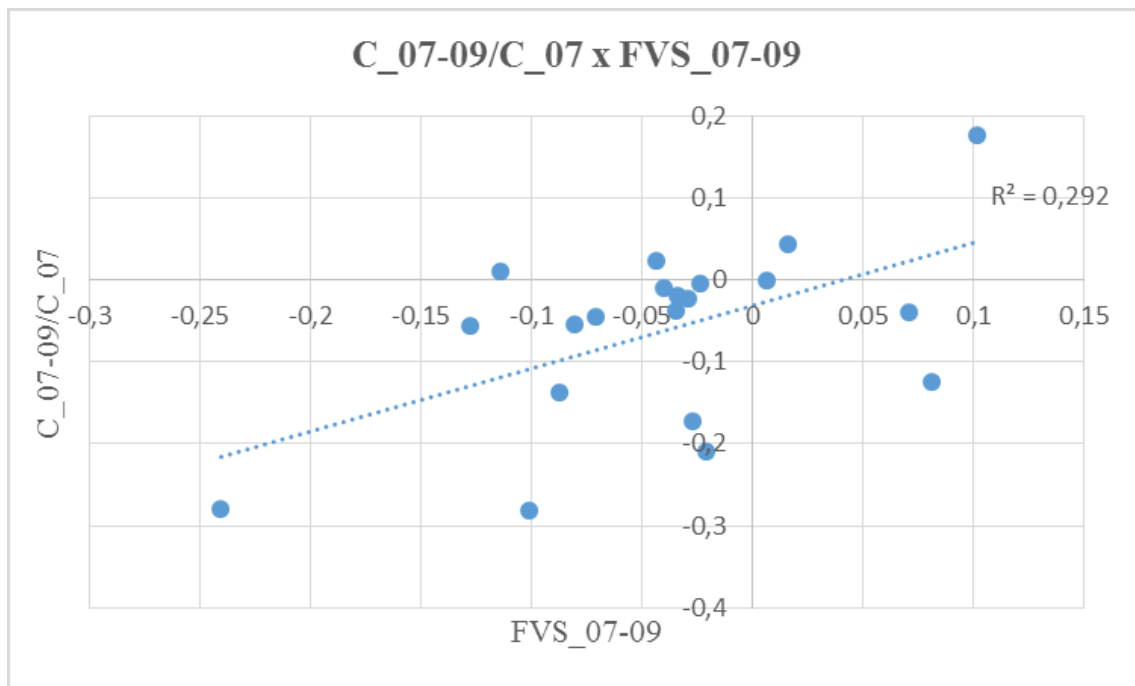
Kolmannessa luvussa esitetyn aiemman tutkimuskirjallisuuden perusteella ennakko-oletuksena on, että asunto- ja finanssivarallisuudella on olemassa lievä positiivinen vaikutus kotitalouksien kulutukseen. Tässä luvussa tutkitaan, onko asunto- tai finanssivarallisuudella todella olemassa

vaikutus kotitalouksien kulutukseen. Asunto- ja finanssivarallisuuden vaikutusta kotitalouksien kulutukseen tutkitaan käyttäen kaavoissa (12) ja (13) määriteltyjä asunto- ja finanssivarallisuushokkeja. Myöhemmissä luvuissa pyritään arvioimaan, kuinka suuria nämä asunto- ja finanssivarallisuuden vaikutukset kulutukseen mahdollisesti ovat.

Jo nopealla silmäyksellä havaitaan kotitalouksien kulutuksen korreloivan voimakkaammin asuntovarallisuushokin kuin finanssivarallisuushokin kanssa. Tämä havainto on tehtävissä muuttujien välistä korrelaatiota kuvaavien pisteparvikuvioiden (kuvat 10 ja 11) perusteella. Tämä on varsin mielenkiintoista, sillä Shefrinin ja Thalerin (1988) esittämän *framing* -ajatuksen mukaan pysyvämmät varallisuuserät kulutetaan vasta likvidimpien varallisuuserien jälkeen. Näin ollen kulutuksen voisi olettaa korreloivan voimakkaammin, asuntovarallisuutta likvidimmän, finanssivarallisuuden kanssa. Asuntovarallisuuden arvoa voi usein olla vaikea edes havaita, mistä johtuen kulutuksen sopeuttaminen asuntovarallisuuden muuttuessa voi olla hankalaa lyhyellä aikavälillä. Kulutuksen voisikin olettaa sopeutuvan asuntovarallisuuden muutoksiin vasta viiveellä.



KUVA 10. Kotitalouksien kokeman asuntovarallisuushokin 2007–2009 ($AVS_{i,2007-2009}$) ja kotitalouksien kulutuksen suhteellisen muutoksen 2007–2009 välinen pisteparvikuviio. Lähteet: Eurostat (2016a), Eurostat (2016c), Eurostat (2016e), Eurostat (2016f) ja omat laskelmat.



KUVA 11. Kotitalouksien kokeman finanssivarallisuushokin 2007–2009 ($FVS_{i,2007-2009}$) ja kotitalouksien kulutuksen suhteellisen muutoksen 2007–2009 välinen pisteparvikuvio. Lähteet: Eurostat (2016b), Eurostat (2016c), Eurostat (2016e), Eurostat (2016f) ja omat laskelmat.

Kun estimoidaan kaavassa (14) esitetty kulutuksen jousto asuntovarallisuushokin suhteen, havaitaan jouston olevan varsin voimakas, 0,839. Kun kotitalouksien asuntovarallisuus siis laskee prosenttien suhteessa nettovarallisuuteen, laskee kotitalouksien kulutus alkutilanteeseen nähden 0,84 %. Mian ym. (2013, 1708) estimoivat vastaavaksi joustoksi noin 0,6, joka on melko lähellä nyt saatua estimaattia. Asuntovarallisuushokin vaikutuksen kotitalouksien kulutukseen havaitaan olevan tilastollisesti erittäin merkitsevä.

Myös kaavassa (15) esitetty kulutuksen jousto finanssivarallisuushokin suhteen on varsin voimakas, 0,771. Tämä lähes vastaavansuuruinen piste-estimaatti finanssivarallisuushokille kuin asuntovarallisuushokille ei kuitenkaan kerro koko totuutta. Aivan kuten kuvasta 11 nähdään, on hajonta otoksessa voimakasta. Suuresta hajonnasta johtuen finanssivarallisuushokin regressiokerroin ei ole yhtä vankka kuin asuntovarallisuushokin regressiokerroin. Suuresta hajonnasta huolimatta regressiokerroin finanssivarallisuushokille on tilastollisesti merkitsevä.

On tyypillistä, että lisättäessä selittäjiä malliin, regressiokertoimien arvot ja tilastolliset merkitsevyydet muuttuvat. Regressiokerroin muuttuu yleensä siitä syystä, että jokin olennainen muuttuja puuttuu estimointiyhtälöstä, jolloin estimointituloksiin muodostuu puuttuvan muuttujan

harha. Seuraavaksi lisätäänkin sekä asunto- että finanssivarallisuusshokki samanaikaisesti malliin, kaavassa (16) esitetyllä tavalla. Shokkien lisääminen erikseen samanaikaisesti estimointimalliin auttaa tarkastelemaan, onko asunto- tai finanssivarallisuusshokki toista shokkia voimakkaampi.

Kun malliin lisätään erikseen asunto- ja finanssivarallisuusshokit, saadaan asuntovarallisuusshokin regressiokertoimen arvoksi 0,723, eli lähes vastaavansuuruinen kuin estimointiyhtälössä ilman finanssivarallisuusshokkia. Sen sijaan finanssivarallisuusshokin regressiokertoimen arvo laskee huomattavasti, ollen 0,464. Näin saadut tulokset tukevat edellä esitettyjä havaintoja: asuntovarallisuusshokilla on voimakas vaikutus kulutukseen, mutta finanssivarallisuusshokin vaikutus kulutukseen ei ole yhtä selvä. Käytettäessä heteroskedastisuuden suhteen robusteja keskivirheitä, havaitaan p-arvon asuntovarallisuusshokille olevan pienempi kuin 0,001. Sen sijaan finanssivarallisuusshokille p-arvoksi saadaan 0,083. Nollahypoteesi, jonka mukaan regressiokerroin ei eroa tilastollisesti nolasta, voidaan siis hylätä 1 %:n merkitsevyystasolla asuntovarallisuusshokin osalta. Finanssivarallisuusshokin osalta nollahypoteesi voidaan hylätä ainoastaan 10 %:n merkitsevyystasolla. Tämän testausmenettelyn perusteella voidaan siis todeta, että käytettäessä tavanomaista 5 %:n merkitsevyystasoa, shokki finanssivarallisuuden arvoissa ei ole vaikuttanut kotitalouksien kulutukseen tilastollisesti merkitsevästi finanssikriisin aikana. Kaikkien poikkileikkausestimointien tulokset ovat koottuina taulukkoon 9.

TAULUKKO 9. Asunto- ja finanssivarallisuusshokkien vaikutus kotitalouksien kulutukseen. Poikkileikkaustarkastelu 20 Euroopan maan aineistolla vuosina 2007–2009.

Selitettävä mu			
	$\frac{\Delta C_{i,2007-2009}}{C_{i,2007}}$	$\frac{\Delta C_{i,2007-2009}}{C_{i,2007}}$	$\frac{\Delta C_{i,2007-2009}}{C_{i,2007}}$
$AVS_{i,2007-2009}$	0,839*** (< 0,001)		0,723*** (< 0,001)
$FVS_{i,2007-2009}$		0,771** (0,025)	0,464* (0,083)
R ²	0,591	0,292	0,686
N	20	20	20
Kaikki muuttujat on muutettu per capita -luvuiksi sekä deflatoitu käyttäen kuluttajahintaindeksiä.			
(Suluissa p-arvot kolmen desimaalin tarkkuudella)			
* on tilastollisesti merkitsevä 10 %:n merkitsevyystasolla, ** on tilastollisesti merkitsevä 5 %:n merkitsevyystasolla, *** on tilastollisesti merkitsevä 1 %:n merkitsevyystasolla			

Tässä luvussa raportoidut kulutuksen joustot asunto- ja finanssivarallisuusshokin suhteen ovat etumerkiltään odotetun suuntaisia. Kuten aiemmin luvussa 5.1.1. todettiin, nämä asunto- ja

finanssivarallisuuden muutokselle suhteessa nettovarallisuuteen estimoidut regressiokertoimet voidaan muuttaa tavanomaisiksi joustoestimaateiksi kertomalla ne asunto- ja finanssivarallisuuden suhteilla nettovarallisuuteen. Taulukossa 8 on laskettu finanssivarallisuuden suhteen nettovarallisuuteen olleen keskimäärin 0,74 ja asuntovarallisuuden suhteen nettovarallisuuteen keskimäärin 0,54 vuonna 2007. Käyttämällä näitä suhteita, saadaan asunto- ja finanssivarallisuudelle varsin suuria joustoestimaatteja. Malleista, joissa shokit ovat yksittäin, saadaan asuntovarallisuudelle 0,45 ja finanssivarallisuudelle 0,57. Mallista, jossa shokit ovat samanaikaisesti, saadaan joustoiksi asuntovarallisuudelle 0,39 ja finanssivarallisuudelle 0,34.

Poikkileikkausestimoinneissa tehtävä havainto, että finanssivarallisuushokin vaikutus kotitalouksien kulutukseen on finanssikriisin aikana ollut hieman heikohko, tai jopa tilastollisesti ei-merkittävä, on hieman yllättävä. On kuitenkin huomioitava, että estimoinneista tuloksina saadut heikot estimaatit saattavat selittyä pienellä otoskoollla ($N = 20$). Otokokoa suurennettaessa tarkentuvan estimaattorin otosjakauman varianssi pienenee, jolloin saadaan myös kiistattomampia tuloksia. Otoksoon suurentamista rajoittavana tekijänä on kuitenkin yleensä luotettavan varallisuusaineiston puute.

Tutkielman neljännessä luvussa havaittiin kotitalouksien asunto- ja finanssivarallisuuden sekä kulutuksen laskeneen finanssikriisin aikana lähes kaikissa aineiston maissa. Mallien kaikkien muuttujien välinen korrelaatio onkin ollut tarkasteltavalla aikavälillä positiivinen. Jätettäessä asunto- tai finanssivarallisuushokki pois regressioyhtälöstä, kaappaa mallissa mukana oleva selittäjä mahdollisten puuttuvien muuttujien vaikutuksen. Koska asunto- ja finanssivarallisuus korreloivat positiivisesti sekä toistensa että kulutuksen kanssa, voidaan tämän puuttuvan muuttujan harhan sanoa olevan positiivinen. Tästä syystä puuttuvan muuttujan harha pienenee merkittävästi sisällytettäessä molemmat varallisuushokit samanaikaisesti regressiomalliin. Tämä puuttuvan muuttujan harhan pieneneminen havaitaan regressiomallissa pienempinä regressiokertoimina malliin sisällytetyille selittäjille. Puuttuvan muuttujan harhaan vedoten voidaan myös sanoa tässä luvussa varsin suuriksi estimoitujen varallisuusjoustojen luultavasti pienenevän sisällytettäessä tulot edelleen mallispesifikaatioihin paneeliestimoinneissa. Tämä oletamus perustuu neljännessä luvussa tehtyyn havaintoon siitä, että myös tulot ovat liikkuneet samansuuntaisesti kulutuksen ja asunto- sekä finanssivarallisuuden kanssa. Tulojen huomiotta jättämisestä mahdollisesti aiheutuva puuttuvan muuttujan harha onkin mitä luultavimmin positiivinen.

Asuntovarallisuushokille estimoitava finanssivarallisuushokkia vankempi regressiokerroin ei sikäli ole yllätys, että myöskään Mian ym. (2013, 1708) eivät saa tilastollisesti merkittävää kotitalouksien

kulutuksen joustoja finanssivarallisuushokin suhteen vastaavassa estimointiyhtälössä, jossa on sisällytettyä asunto- ja finanssivarallisuushokki samanaikaisesti. Asuntovarallisuushokin osalta luvussa 2.4. esitetty *täydellisen riskinjakamisen hypoteesi* voidaan hylätä saatujen tulosten perusteella selvästi. Shokin iskettyä asuntovarallisuuteen tietyssä maassa, on samanaikaisesti ilmennyt vaikutus kyseisen maan kulutukseen finanssikriisin aikana. Sen sijaan finanssivarallisuushokin tapauksessa täydellisen riskinjakamisen hypoteesi on hylättävissä 5 %:n merkitsevyystasolla ainoastaan mallissa, jossa finanssivarallisuushokki on ainoana selittäjänä ilman asuntovarallisuushokkia. Näistä kolmesta edellä esitetyistä mallista luotettavimpana voidaan pitää mallia, jossa molemmat shokit on sisällytetty selittäjiksi. Tätä mallia voidaan pitää luotettavimpana siitä syystä, että regressiokertoimissa olevan puuttuvan muuttujan harhan voidaan sanoa olevan tässä mallissa vähäisin.

6.2. Kotitalouksien kulutuksen varallisuusjoustot Euroopassa 2000–2015

Tässä luvussa asunto- ja finanssivarallisuuden vaikutuksia kotitalouksien kulutukseen tutkitaan edellisessä luvussa esitettyä menettelytapaa syvällisemmin. Tämän luvun keskeisenä päämääränä on saada myös mahdollisimman tarkka prosentuaalinen arvio sille, kuinka paljon kotitalouksien kulutus on muuttunut finanssi- ja asuntovarallisuuden muuttuessa. Edellisessä luvussa tarkasteltiin ainoastaan finanssikriisin aikaista ajanjaksoa 2007–2009, mutta tässä luvussa tarkastelua laajennetaan aikavälille 2000–2015.

Regressiokertoimet tulkitaan tässä luvussa prosentteina, kun asunto- ja finanssivarallisuus kasvavat 100 %. Logaritmoitujen muuttujien muutos vastaa suurin piirtein prosenttimuutosta, muutosten ollessa pieniä.¹⁹ Näin ollen estimointitulokset voidaan lukea suoraan prosentuaalisina. Kulutuksen varallisuusjoustoilla puolestaan tarkoitetaan kulutuksen prosentuaalisia muutoksia varallisuuden muuttuessa prosentuaalisesti.

¹⁹ Esimerkiksi muuttujan logaritmoidun arvon kasvaessa 0,1 verran, on täsmällinen prosentuaalinen kasvu muuttujassa ollut $e^{0,1} - 1 \approx 0,10517$. Voidaan sanoa muuttujan kasvaneen 10 %, sillä se on varsin hyvä approksimaatio muutosten ollessa vähäisiä. Virhe approksimaatiossa kasvaa muutoksen kasvaessa, mutta käytännössä muutokset ovat melko pieniä, joten virhe approksimaatiossa ei muodostu tulkinnoissa ongelmaksi.

6.2.1. Tasomuodon estimoinnit kotitalouksien kulutuksen varallisuusjoustoille

Kulutuksen varallisuusjoustojen selvittämiseksi, tässä luvussa estimoidaan kaavoissa (17)–(24) esitetyt tasomuodon mallit ja kaavoissa (26)–(33) esitetyt Prais–Winsten-transformoidut mallit käytettävissä olevalla aineistolla. Taulukossa 10 on esitettynä tasomuodon estimoinneista saadut tulokset. Kaikkien mallien keskivirheinä käytetään robusteja keskivirheitä.

TAULUKKO 10. Kotitalouksien kulutuksen jousto asunto- ja finanssivarallisuuden sekä tulojen suhteen 20 Euroopan maan aineistolla vuosina 2000–2015: tasomuodon mallit.

Selitettävä muuttuja								
	LogC	LogC	LogC	LogC	LogC	LogC	LogC	LogC
Log(H)	0,024 (0,618)	0,107*** (0,004)	0,024 (0,622)	0,157*** ($<0,001$)	0,152*** (0,001)	0,193*** ($<0,001$)	0,154*** (0,001)	0,177*** ($<0,001$)
Log(F)	0,040 (0,347)	0,008 (0,804)	0,042 (0,354)	0,052 (0,226)	0,041 (0,408)	0,096* (0,057)	0,042 (0,389)	0,106* (0,073)
Log(Y)	0,819*** ($<0,001$)	0,855*** ($<0,001$)	0,818*** ($<0,001$)	0,792*** ($<0,001$)	0,817*** ($<0,001$)	0,697*** ($<0,001$)	0,815*** ($<0,001$)	0,707*** ($<0,001$)
Maakohtainen kiinteä vaikutus	Ei	Kyllä	Ei	Ei	Kyllä	Kyllä	Ei	Kyllä
Kiinteä aikavaikutus	Ei	Ei	Kyllä	Ei	Kyllä	Ei	Kyllä	Kyllä
Maakohtainen kiinteä aikatrendi	Ei	Ei	Ei	Kyllä	Ei	Kyllä	Kyllä	Kyllä
R ²	0,983	0,997	0,983	0,997	0,997	0,998	0,997	0,998
N	301	301	301	301	301	301	301	301
Autokorrelaatiota AR(1)-testin perusteella	Kyllä	Kyllä	Kyllä	Kyllä	Kyllä	Kyllä	Kyllä	Kyllä
* on tilastollisesti merkitsevä 10 %:n merkitsevyystasolla, ** on tilastollisesti merkitsevä 5 %:n merkitsevyystasolla, *** on tilastollisesti merkitsevä 1 %:n merkitsevyystasolla								
(Suluissa p-arvot kolmen desimaalin tarkkuudella)								
Kaikki muuttujat on muutettu per capita -luvuiksi sekä deflatoitu käyttäen kuluttajahintaindeksejä.								

Estimointituloksista nähdään, että kaavassa (17) esitetyn poolatun regressiomallin regressiokertoimet asunto- ja finanssivarallisuudelle ovat positiivisia, mutta eivät tilastollisesti merkitseviä. Poolatussa regressiomallissa saatavat kertoimet ovat ehkä aavistuksen pienempiä kuin aiemmissa tutkimuksissa. Lisättäessä malliin kiinteät aikavaikutukset, eivät tulokset olennaisesti muutu. Pelkästään kiinteiden aikavaikutusten lisäämisen ei täten havaita juurikaan muuttavan mallin tuloksia. Kiinteiden aikavaikutusten malli on esitetty kaavassa (19). Sekä poolatussa regressiomallissa että kiinteät aikavaikutukset sisältävässä mallissa kotitalouksien asuntovarallisuuden 100 % kasvu kasvattaa

kotitalouksien kulutusta 2,4 % ja kotitalouksien finanssivarallisuuden 100 % kasvu kotitalouksien kulutusta noin 4 %.

Case ym. (2013, 117) sisällyttävät jokaiseen mallispesifikaatioonsa maakohtaiset kiinteät vaikutukset. Maakohtaiset kiinteät vaikutukset voidaan ajatella jokaiselle maalle ominaiseksi vakiotermiksi. Tässä tutkielmassa estimoidaan neljä erilaista maakohtaiset kiinteät vaikutukset sisältävää tasomuodon estimointimallia, kaavat (18), (21), (22) ja (24). Maakohtaisten kiinteiden vaikutusten malleissa kulutuksen joustoksi asuntovarallisuuden suhteen saadaan merkittävästi korkeampia estimaatteja kuin poolatussa regressiomallissa tai pelkästään kiinteät aikavaikutukset sisältävässä mallissa. Kaikki regressiokertoimet asuntovarallisuudelle ovat maakohtaiset kiinteät vaikutukset sisältävissä malleissa tilastollisesti merkitseviä peräti 1 %:n merkitsevyystasolla. Sen sijaan kulutuksen jousto finanssivarallisuuden suhteen eroaa merkittävästi mallispesifikaatiosta riippuen.

Kun malliin sisällytetään ainoastaan maakohtainen kiinteä vaikutus, saadaan kulutuksen muutokseksi 10,7 % asuntovarallisuuden muuttuessa 100 % ja ainoastaan 0,8 % finanssivarallisuuden muuttuessa 100 %. Kun malliin lisätään maakohtaisten kiinteiden vaikutusten lisäksi kiinteät aikavaikutukset, kasvaa regressiokerroin asuntovarallisuudelle 15,2 %:iin ja finanssivarallisuudelle 4,1 %:iin. Kiinteiden aikavaikutusten havaitaankin muuttavan enemmän estimointituloksia silloin, kun malli sisältää maakohtaiset kiinteät vaikutukset kuin ilman niitä.

Maakohtaiset ominaispiirteet otetaan tutkielmassa huomioon lisäämällä estimointiyhtälöihin sekä maakohtaiset kiinteät vaikutukset että maakohtaiset kiinteät aikatrendit. Kuten edellä todettiin, maakohtaisten kiinteiden vaikutusten lisääminen kasvattaa jonkin verran saatuja estimaatteja. Maakohtaisten aikatrendien lisäämisellä havaitaan kuitenkin olevan vielä maakohtaisten kiinteiden vaikutusten lisäämistäkin voimakkaampi estimaatteja kasvattava vaikutus. Pelkästään maakohtaiset kiinteät aikatrendit sisältävässä mallissa asuntovarallisuuden kulutusvaikutukseksi saadaan 15,7 % ja finanssivarallisuuden kulutusvaikutukseksi 5,2 %. Entisestään korkeampia regressiokertoimia saadaan mallissa, jossa on samanaikaisesti jokaiselle maalle kiinteät vaikutukset ja kiinteät aikatrendit. Tällöin regressiokertoimeksi asuntovarallisuudelle saadaan 19,2 % ja finanssivarallisuudelle 9,6 %.

Kun estimointiyhtälöön sijoitetaan samanaikaisesti sekä maakohtaiset kiinteät vaikutukset, kiinteät aikavaikutukset että kiinteät aikatrendit, saadaan asuntovarallisuuden regressiokertoimeksi 17,7 % ja

finanssivarallisuuden regressiokertoimeksi 10,6 %. Tässä tapauksessa kiinteiden aikavaikutusten havaitaan laskevan hieman asuntovarallisuuden kulutusvaikutuksen estimaattia ja nostavan aavistuksen finanssivarallisuuden kulutusvaikutuksen estimaattia. Kiinteiden aikavaikutusten lisäämisen vaikutus estimointituloksiin on kuitenkin verrattain vähäinen.

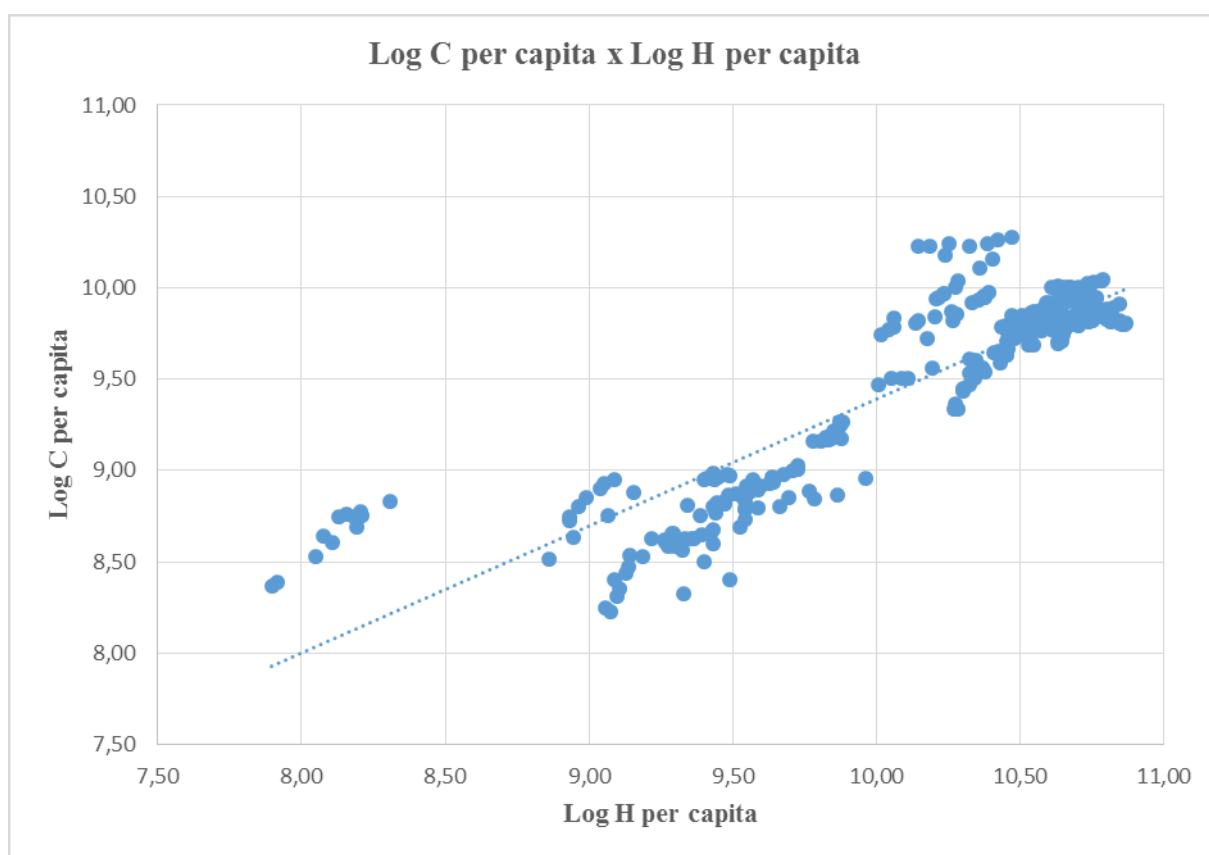
Kulutuksen muutos asuntovarallisuuden kasvaessa 100 % vaihtelee tasomuodon estimoinneissa voimakkaasti estimointimallista riippuen, ollen karkeasti välillä 0–20 %. Kulutuksen muutos finanssivarallisuuden suhteen sen sijaan vaihtelee välillä 0–10 %. Myös aiemmissa tutkimuksissa on päädytty vastaavanlaisiin arvioihin. Vaihteluvälejä voi pitää kuitenkin melko suurina, ja mielenkiintoista olisikin saada tarkempia arvioita varallisuuden vaikutuksesta kulutukseen.

Keskeinen tulosten luotettavuuteen olennaisesti vaikuttava seikka on virhetermiin jäävä autokorrelaatio, jota on kaikissa kahdeksassa tasomuodon mallissa. Autokorrelaation testaamiseksi suoritetaan AR(m)-testi, jonka perusteella nollahypoteesina oleva autokorreloimattomuus voidaan hylätä kaikissa tapauksissa ensimmäisen asteen AR(1)-testin perusteella. Autokorrelaation testausmenettelyä ei käydy tässä sen tarkemmin lävitse, sillä sitä ei nähdä tutkimuksen kannalta olennaisena. Paneelimalleille tehtävän AR(m)-testin periaatteet ovat esittäneet Doornik ym. (2013, 62). Lukija voikin perehtyä testausmenettelyn periaatteisiin tarkemmin niin halutessaan.

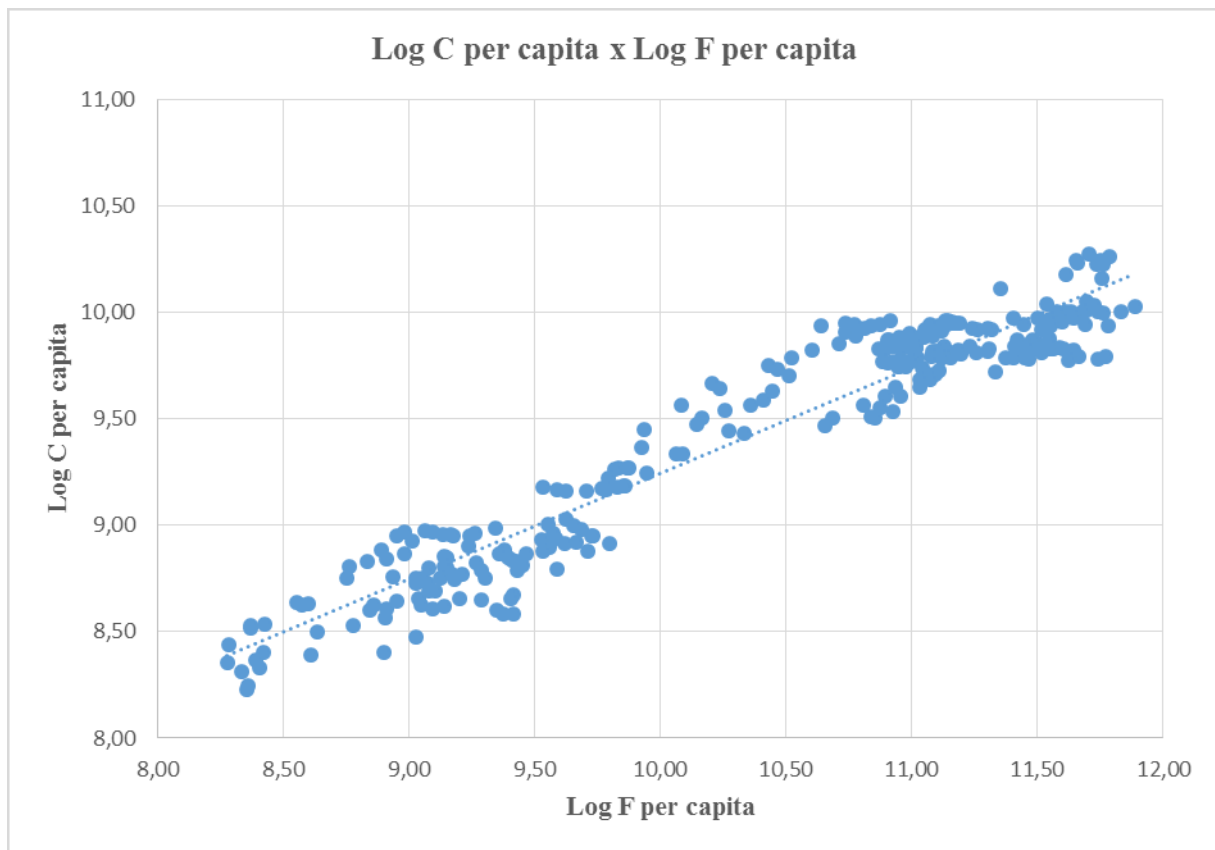
Autokorrelaatio on merkittävä tulosten luotettavuutta heikentävä seikka aikaulottuvuutta sisältävissä estimoinneissa. Poolatussa regressiomallissa ja kiinteät aikavaikutukset sisältävässä mallissa ensimmäisen asteen autokorrelaatio on hyvin voimakasta, molemmissa malleissa yli 0,96. Malleja voikin pitää melko huonosti soveltuvina, sillä AR(m)-testin nollahypoteesina oleva virhetermin autokorreloimattomuus hylätään molemmissa malleissa kaikilla kuudella testatulla viivepituudella. Autokorrelaation vuoksi kunkin virhetermin odotusarvo riippuu edellisistä virhetermeistään, jolloin oletus virhetermin riippumattomuudesta rikkoutuu. Autokorrelaatio aiheutuu malleissa mahdollisesti siitä, että maakohtaiset kiinteät vaikutukset jätetään huomiotta. Huomioimatta jätetty maalle spesifi ominaisuus vaikuttaa mahdollisesti tällöin jokaiseen ryhmän (maan) virhetermiin.

Kuvassa 12 on esitettyä logaritmoitujen kulutuksen sekä asuntovarallisuuden välinen pisteparvikuvaaja. Kuvassa 13 puolestaan on esitettyä vastaava pisteparvikuviokuva logaritmoiduille kulutukselle sekä finanssivarallisuudelle. Kuva 12 on erityisen havainnollistava siksi, että maalle ominaisten havaintojen nähdään esiintyvän paikoitellen ”helminauhamaisina” rykelminä. Kuvassa 13 maalle ominaiset havainnot eivät ole aivan yhtä selkeästi rykelmissä, mutta myös tässä kuviossa on

havaittavissa autokorrelaatiota aiheuttavaa ”aaltoilua” korrelaatiosuoran ympärillä. Koska poolatussa regressiomallissa ja kiinteät aikavaikutukset sisältävässä mallissa nämä maakohtaiset ominaisuudet jätetään huomiotta, ei ole yllättävää, että tietyn maan virhetermi saa mahdollisesti jokaisella periodilla hyvin vastaavansuuruisen arvon kuin edelliselläkin periodilla. Varsinkaan kuvan 12 perusteella ei myöskään ole yllättävää, että maakohtaisten kiinteiden vaikutusten lisääminen kasvattaa kotitalouksien kulutuksen ja asuntovarallisuuden välisen regressiosuoran kulmakerrointa. Kuviosta on silmämääräisesti havaittavissa ”helminauhamaisten” havaintorykelmien olevan hieman jyrkemmässä kulmassa vaaka-akseliin nähden, kuin mitä havaintojoukkoon sovitettun korrelaatiosuoran havaitaan olevan. Havaintojoukon oikeassa päässä olevan suuren havaintomäärän voidaan uskoa painavan havaintojoukkoon sovitettua korrelaatiosuoraa alaspäin, kun maakohtaisia ominaisuuksia ei huomioida regressiomallissa.



KUVA 12. Kulutuksen ja asuntovarallisuuden välinen pisteparvikuvio. Kaikki maat ja kaikki vuodet (N = 301). Lähteet: Eurostat (2016a), Eurostat (2016c), Eurostat (2016e) ja Eurostat (2016f).



KUVA 13. Kulutuksen ja finanssivarallisuuden välinen pisteparvikuvio. Kaikki maat ja kaikki vuodet (N = 301). Lähteet: Eurostat (2016b), Eurostat (2016c), Eurostat (2016e) ja Eurostat (2016f).

Estimoinneissa tuloksena saatu voimakas virhetermin autokorrelaatio voi indikoida sitä, että maakohtaisten kiinteiden vaikutusten tulisi sisältyä malliin. Lähinnä syy, miksi maakohtaiset ominaisuudet tulisi jättää huomioimatta, ja estimoida nimenomaan poolattu regressiomalli, olisi teorian antama vihje siitä, että nimenomaan se on oikea malli. Aiemmasta tutkimuskirjallisuudesta tai teoriasta ei kuitenkaan löydetä perusteluja sille, miksi maakohtaiset ominaisuudet tulisi jättää estimoinneissa huomiotta.

Myös selittäjissä ja selitettävissä muuttujissa mahdollisesti oleva trendi voi kasvattaa autokorrelaatiota mallin virhetermissä. Oletettavasti selittäjät eivät olekaan täysin säännöllisiä, vaan niissä on mahdollisesti positiivinen trendi, joka kasvattaa selittäjien varianssia yli ajan. Tätä trendin olemassaoloa ei kuitenkaan tässä tapauksessa sen tarkemmin tutkita. Todetaankin ainoastaan, että tutkielman neljännessä luvussa havaittiin silmämääräisellä tarkastelulla aineiston muuttujien kasvaneen aggregaattitasolla trendinomaisesti, finanssikriisin aiheuttamaa notkahdusta lukuun ottamatta.

Vaikka aiemmin todettiin maakohtaisten kiinteiden vaikutusten oletettavasti parantavan mallin spesifikaatiota, myös maakohtaiset kiinteät vaikutukset sisältävien mallien virhetermi on kaikissa tapauksissa voimakkaasti autokorreloitunut. Pelkästään maakohtaiset kiinteät vaikutukset sisältävässä mallissa virhetermin autokorrelaatiokertoimeksi saadaan 0,68 ja maakohtaiset kiinteät vaikutukset sekä kiinteät aikavaikutukset sisältävässä mallissa 0,71. Sen sijaan maakohtaiset kiinteät vaikutukset sekä maakohtaiset kiinteät aikatrendit sisältävässä mallissa virhetermin autokorrelaatio on vähäisempää, noin 0,51. Kun estimointiyhtälöön sijoitetaan sekä maakohtaiset kiinteät vaikutukset, kiinteät aikavaikutukset että kiinteät aikatrendit, saadaan virhetermin autokorrelaatiokertoimeksi hieman suurempi, 0,56. Vaikka myös nämä maakohtaiset kiinteät vaikutukset sisältävät mallit sisältävät yhä merkittävässä määrin autokorrelaatiota, voidaan mallien virhetermien autokorrelaatioiden todeta vähentyneen merkittävästi. Mallin virhetermiin tullut häiriö vaikuttaa nimittäin yli 9-kertaa pidempään poolatussa regressiomallissa, jonka virhetermin autokorrelaatiokerroin on 0,96 kuin maakohtaiset kiinteät vaikutukset sisältävässä mallissa, jonka virhetermin autokorrelaatiokerroin on 0,68 – ja peräti yli 16-kertaa pitempään kuin maakohtaiset kiinteät vaikutukset ja maakohtaiset kiinteät aikatrendit sisältävässä mallissa.²⁰

Varovaisena päätelmänä voidaan sanoa maakohtaisten kiinteiden vaikutusten parantavan jonkin verran tulosten luotettavuutta, samoin kuin maakohtaisten kiinteiden aikatrendienkin. Voikin olla, että todellisessa mallissa tulisi olla joitakin näistä malleista puuttuvia muuttujia, joiden vaikutukset maakohtaiset kiinteät vaikutukset ja maakohtaiset kiinteät aikatrendit kaappaavat. Koska maakohtaisten kiinteiden vaikutusten ja maakohtaisten kiinteiden aikatrendien lisääminen kasvattaa jonkin verran saatuja estimaatteja, voidaan todeta, että mahdollinen puuttuvien muuttujien harha saa regressiokertoimia alaspäin harhaisiksi, mikäli maakohtaisia kiinteitä ominaisuuksia ei kontrolloida.

Vaikka maakohtaiset ominaisuudet kontrolloitaisiin, kaikissa tasomuodon mallispesifikaatioissa on kuitenkin olemassa voimakas virhetermien autokorrelaatio, minkä vuoksi autokorrelaation korjaaminen on perusteltua. Autokorrelaation korjaamiseksi estimoinnit suoritetaan Prais–Winsten-menetelmää käyttäen, kaavoissa (26)–(33) esitetyillä tavoilla. Prais–Winsten-menetelmällä tehtävissä estimoinneissa on käytetty ensimmäisen vaiheen virhetermeistä laskettua ensimmäisen asteen autokorrelaatiokerrointa ρ muuttujien transformoimiseksi. Lisäksi aineiston ensimmäiset havainnot on transformoitu kertoimella $\sqrt{1 - \rho^2}$. Nämä muuttujien transformoinnissa käytetyt

²⁰ Koska AR(1)-prosessi voidaan esittää peräkkäisin sijoituksin, saadaan nämä erot sarjaan tulevien häiriöiden vaikutusajoissa laskettua seuraavasti: $\frac{\log(0,68)}{\log(0,96)} \approx 9,45$ ja $\frac{\log(0,51)}{\log(0,96)} \approx 16,50$.

autokorrelaatiokertoimien arvot ovat kullekin mallispesifikaatiolle ominaisia, ja ne ovat esitettyinä taulukossa 11.

TAULUKKO 11. Kotitalouksien kulutuksen jousto asunto- ja finanssivarallisuuden sekä tulojen suhteen 20 Euroopan maan aineistolla vuosina 2000–2015: Prais–Winsten-estimoidut mallit.

Selitettävä muuttuja								
	LogC	LogC	LogC	LogC	LogC	LogC	LogC	LogC
Log(H)	0,174*** ($< 0,001$)	0,135*** ($< 0,001$)	0,162*** ($< 0,001$)	0,138*** ($< 0,001$)	0,149*** ($< 0,001$)	0,126*** (0,004)	0,149*** ($< 0,001$)	0,131*** ($< 0,001$)
Log(F)	0,030 (0,194)	0,043** (0,019)	0,064*** (0,004)	0,040* (0,059)	0,085*** ($< 0,001$)	0,063*** (0,009)	0,084*** ($< 0,001$)	0,106*** ($< 0,001$)
Log(Y)	0,743*** ($< 0,001$)	0,793*** ($< 0,001$)	0,752*** ($< 0,001$)	0,798*** ($< 0,001$)	0,742*** ($< 0,001$)	0,780*** ($< 0,001$)	0,742*** ($< 0,001$)	0,742*** ($< 0,001$)
Virhetermin autokorrelaatiokerroin ρ	0,964*** ($< 0,001$)	0,679*** ($< 0,001$)	0,970*** ($< 0,001$)	0,683*** ($< 0,001$)	0,707*** ($< 0,001$)	0,508*** ($< 0,001$)	0,706*** ($< 0,001$)	0,561*** ($< 0,001$)
Maakohtainen kiinteä vaikutus	Ei	Kyllä	Ei	Ei	Kyllä	Kyllä	Ei	Kyllä
Kiinteä aikavaikutus	Ei	Ei	Kyllä	Ei	Kyllä	Ei	Kyllä	Kyllä
Maakohtainen kiinteä aikatrendi	Ei	Ei	Ei	Kyllä	Ei	Kyllä	Kyllä	Kyllä
R^2	0,998	0,9995	0,998	0,9995	0,9996	0,9995	0,9996	0,9997
N	301	301	301	301	301	301	301	301
Autokorrelaatiota AR(1)- testin perusteella	Kyllä	Ei	Kyllä	Ei	Kyllä	Ei	Kyllä	Kyllä
Kaikki muuttujat on muutettu per capita -luvuiksi sekä deflatoitu käyttäen kuluttajahintaindeksejä.								
(Suluissa p-arvot kolmen desimaalin tarkkuudella)								
* on tilastollisesti merkitsevä 10 %:n merkitsevyystasolla, ** on tilastollisesti merkitsevä 5 %:n merkitsevyystasolla, *** on tilastollisesti merkitsevä 1 %:n merkitsevyystasolla								

Estimoitaessa mallit Prais–Winsten-transformaatiota käyttäen, saadaan kulutuksen joustoksi asuntovarallisuuden suhteen melko korkeita estimaatteja, estimointitulosten ollessa välillä 0,126–0,174. Prais–Winsten-estimoinneilla saatu vaihteluväli on jonkin verran suppeampi kuin tasomuodon mallien antama väli 0,024–0,193. Kaikissa Prais–Winsten-transformoiduissa malleissa saadaan pienempiä kulutuksen joustoja finanssivarallisuuden kuin asuntovarallisuuden suhteen. Kulutuksen joustot finanssivarallisuuden suhteen ovat kuitenkin monissa malleissa tilastollisesti merkitseviä ja kaikissa malleissa välillä 0,03–0,106.

Kaikki asuntovarallisuudelle estimoidut parametriarvot ovat tilastollisesti nollasta poikkeavia 1 %:n merkitsevyystasolla. Finanssivarallisuuden osalta kuudessa mallispesifikaatiossa kahdeksasta saadaan tilastollisesti nollasta poikkeava kulutuksen jousto finanssivarallisuuden suhteen 5 %:n merkitsevyystasolla ja seitsemässä 10 %:n merkitsevyystasolla. Mikäli Prais–Winsten-estimointimenetelmä on oikea tapa estimoida varallisuuden kulutusvaikutus, antaa se vahvan signaalin asuntovarallisuuden varsin suuresta kulutusvaikutuksesta. Myös finanssivarallisuuden vaikutusta kotitalouksien kulutukseen voidaan pitää merkittävänä ja varsin suurena luotettavimmiksi arvioituissa malleissa (31) ja (33), joissa sekä maakohtaiset ominaisuudet että autokorrelaatio on kontrolloitu.

Tässä luvussa raportoitujen tasomuodon mallien antamien tulosten perusteella voidaan asuntovarallisuudella havaita olevan finanssivarallisuutta suurempi vaikutus kotitalouksien kulutukseen. Asuntovarallisuuden kulutusvaikutukselle tuloksena saadut estimaatit ovat jonkin verran suurempia kuin Casen ym. (2013, 117) ja Casen ym. (2005, 17, 19) Yhdysvaltain osavaltiotason aineistolla raportoimat tulokset. Tuloksissa esiintyy kuitenkin aluekohtaista vaihtelua siinä määrin, että tulokset ovat hyvin lähellä Casen ym. (2005, 17, 19) kansainvälisellä maatason aineistolla raportoimia tuloksia. Case ym. (2005, 17) saavat 14 kehittyneen maan, vuosien 1975–1999, paneeliaineistolla tasomuodon estimaateiksi asuntovarallisuuden kulutusvaikutukselle 11–16,6 %. Prais–Winsten-estimointimenetelmää käyttäen Case ym. (2005, 19) saavat asuntovarallisuuden kulutusvaikutukseksi 10,8–13,6 %. Sekä Casen ym. (2013, 117) että Casen ym. (2005, 17, 19) tutkimuksissa käytettyjen estimointimenetelmien antama estimaattien vaihteluväli on, samalla tavoin kuin tässä tutkimuksessa, jonkin verran tarkentunut käytettäessä Prais–Winsten-estimaattoria. Sekä Casen ym. (2013, 117) että Casen ym. (2005, 17, 19) tuloksinaan raportoimien piste-estimaattien suuruusluokat sen sijaan ovat pysyneet hyvin lähellä toisiaan käytettäessä Prais–Winsten-estimaattoria ja tavanomaisia tasomuodon estimointimalleja. Näihin verrokkitutkimuksiin verraten tulokset ovat muuttuneet lähes vastaavasti käytettäessä Prais–Winsten-estimaattoria.

Koska autokorrelaatiota on korjattu, havaitaan kolmessa mallissa kahdeksasta uuden virhetermin v_{it} olevan autokorreloimaton AR(1)-testin perusteella. Lisäksi katsottaessa mallien uusien virhetermien autokorrelaatiokertoimia, havaitaan autokorrelaatiokertoimien olevan huomattavasti pienempiä uusille virhetermeille kuin alkuperäisille virhetermeille. Esimerkiksi poolatun regressiomallin alkuperäisen virhetermin autokorrelaatiokerroin oli 0,96, mutta Prais–Winsten-transformoiduille muuttujille tehtävän estimoinnin jälkeen saatavan uuden virhetermin autokorrelaatiokerroin on ainoastaan 0,16. Vastaavasti muun muassa maakohtaiset kiinteät vaikutukset sisältävän mallin,

kiinteiden aikatrendien mallin kuin sekä maakohtaiset kiinteät aikatrendit että maakohtaiset kiinteät vaikutukset sisältävän mallin uusien virhetermien autokorrelaatiokertoimiksi saadaan, kahden desimaalin tarkkuuteen pyöristettynä, 0,17.

Koska edellä havaittiin uusien virhetermien sisältävän vähemmän autokorrelaatiota kuin alkuperäisten tasomuodon virhetermien, on oletettavaa, että estimaattorin tarkentumattomuudesta mahdollisesti aiheutuva harha estimointituloksiin on Prais–Winsten-menetelmällä suoritetuissa estimoinneissa merkittävästi pienempi kuin aiemmissa tasomuodon estimoinneissa. Tässä luvussa tehtävien Prais–Winsten-estimointien perusteella havaitaan, että virhetermissä olevaa autokorrelaatiota ei aina saada kokonaan poistettua kertaalleen tehtävällä transformaatiolla. Prais–Winsten- tai Cochrane–Orcutt-menetelmiä onkin mahdollista iteratiivisesti toistaa muutamia kertoja peräkkäin (Greene 2012, 966).

Katsottaessa ainoastaan virhetermien autokorrelaatiokertoimia, havaitaan Prais–Winsten-transformaatiota käyttäen saatujen tulosten olevan merkittävästi tasomuodon tuloksia parempia. Jos kuitenkin päämääränä on selvittää muuttujien pitkän aikavälin riippuvuus eli kulutuksen varallisuusjoustot pitkällä aikavälillä, ei Prais–Winsten-transformatio tuota välttämättä parasta mahdollista tulosta. Muuttujien transformointi esimerkiksi poolatusta regressiomallista saatavalla virhetermin autokorrelaatiokertoimella 0,96 tuottaa lähes saman transformaation kuin peräkkäisten havaintojen differenssi. Tällöin on kyse oikeastaan lyhyen aikavälin riippuvuudesta, sillä kuhunkin sovitteeseen vaikuttaa lähes ainoastaan tämän ja edellisen periodin havainnot, mutta ei juurikaan sitä aiemmat. On kuitenkin mainittava, että Prais–Winsten-transformoinnissa käytettävä autokorrelaatiokerroin ρ on lähellä ykköstä oikeastaan vain poolatussa sekä pelkästään kiinteät aikavaikutukset sisältävissä regressiomalleissa, mikä indikoi sitä, että muut Prais–Winsten-transformoidut mallit kuvaavat varsin hyvin myös pitkää aikaväliä.

Vertailtaessa tässä luvussa estimoitujen tasomuodon mallien luotettavuutta, voidaan arviointi perustaa kahteen keskeiseen argumenttiin. Ensinnäkin voidaan sanoa, että maakohtaisten kiinteiden vaikutusten, kiinteiden aikavaikutusten ja maakohtaisten kiinteiden aikatrendien huomioiminen parantaa mallien antamien tulosten luotettavuutta. Tämä johtuu siitä, että kiinteät vaikutukset kaappaavat havaitsemattomien muuttujien vaikutuksia, vähentäen siten regressiokertoimissa olevaa puuttuvan muuttujan harhaa (Verbeek 2004, 344–345). Toinen keskeinen tulosten luotettavuutta parantava seikka on autokorrelaation huomioiminen Prais–Winsten-transformaation avulla, sillä

autokorrelaation huomioiminen pienentää estimaattorin tarkentumattomuudesta estimointituloksiin aiheutuvaa harhaa.

Edellä esiteltyihin perusteluihin vedoten voidaan sanoa kaavoissa (31) ja (33) esitettyjen maakohtaiset kiinteät vaikutukset ja maakohtaiset kiinteät aikatrendit sisältävien Prais–Winsten-transformoitujen mallien olevan monella tapaa muita parempia. Kuten aiemmin pääteltiin, sekä maakohtaisten kiinteiden vaikutusten että maakohtaisten kiinteiden aikatrendien lisääminen parantaa mallien antamien estimointitulosten luotettavuutta. Maakohtaiset kiinteät vaikutukset ja maakohtaiset kiinteät aikatrendit ottavat huomioon maaspesifejä ominaisuuksia, mistä johtuen myös mallien virhetermeissä oleva autokorrelaatio pienenee. Maakohtaiset kiinteät vaikutukset ja maakohtaiset kiinteät aikatrendit sisältävien mallien Prais–Winsten-transformoinnissa käytetyt autokorrelaatiokertoimet eivät ole myöskään turhan suuria, jotta mallit eivät kykenisi kuvaamaan muuttujien välistä pitkän aikavälin riippuvuutta. Näistä kahdesta mallista malli (31) on vielä siinä mielessä parempi, että mallin virhetermi tulee hyväksytyksi AR(1)-testissä, jolloin mallin voi myös todeta täyttävän virhetermin riippumattomuuden ehdon. Tällöin mallin voi siis sanoa olevan tarkentuva. Voidaankin todeta mallin virhetermissä olleen autokorrelaation johtuneen tavallaan mallin väärästä määrittelystä, sillä ongelma poistuu lisättäessä malliin maakohtaiset kiinteät vaikutukset sekä maakohtaiset aikatrendit ja transformoitaessa malli oikealla tavoin.

Myös kaavoissa (27) esitettyä maakohtaiset kiinteät vaikutukset sisältävää Prais–Winsten-transformoitua mallia ja (29) esitettyä maakohtaiset kiinteät aikatrendit sisältävää Prais–Winsten-transformoitua mallia voidaan pitää varsin luotettavina malleina, sillä myös näissä molemmissa malleissa virhetermin riippumattomuuden ehto täyttyy ja maakohtaiset ominaisuudet on kontrolloitu. Ennen kaikkea maakohtaisten ominaisuuksien huomioimisen ja autokorrelaation kontrolloimisen havaitaan olevan keskeinen mallien antamien tulosten luotettavuutta parantava seikka. Kaikkein luotettavimmaksi arvioidussa mallissa (31) saadaan kotitalouksien asuntovarallisuuden kulutusvaikutukseksi 12,6 % ja finanssivarallisuuden kulutusvaikutukseksi 6,3 %, jotka ovat tilastollisesti merkitseviä 1 %:n merkitsevyystasolla.

6.2.2. Differenssimuodon estimoinnit kotitalouksien kulutuksen varallisuusjoustoille

Asuntovarallisuuden ja finanssivarallisuuden vaikutus yksityiseen kulutukseen halutaan selvittää myös lyhyellä aikavälillä. Tämä tapahtuu estimoimalla kaavoissa (34)–(37) esitetyt differenssimuodon mallit. Estimointitulokset ovat esitettyinä taulukossa 12.

TAULUKKO 12. Kotitalouksien kulutuksen jousto asunto- ja finanssivarallisuuden sekä tulojen suhteen 20 Euroopan maan aineistolla vuosina 2000–2015: differenssimuodon estimoinnit.

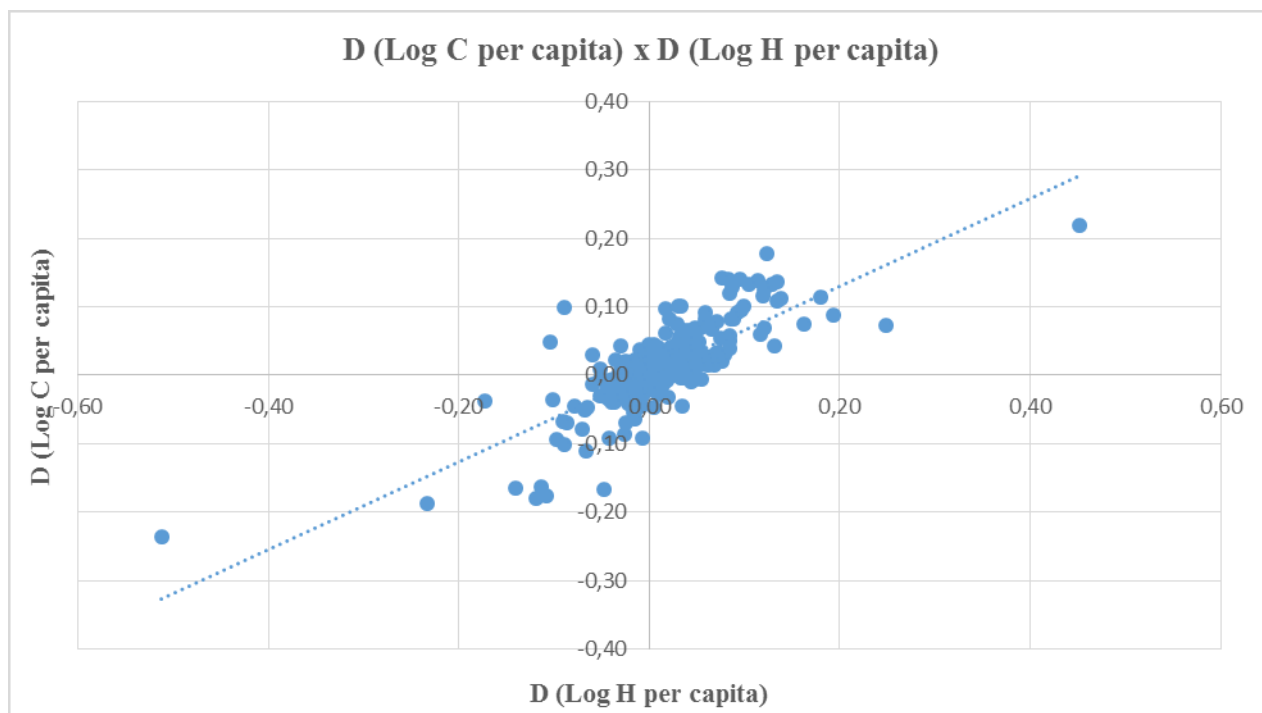
Selitettävä muuttuja				
	ΔLogC	ΔLogC	ΔLogC	ΔLogC
$\Delta \text{Log(H)}$	0,223*** ($< 0,001$)	0,240*** ($< 0,001$)	0,186*** ($< 0,001$)	0,198*** ($< 0,001$)
$\Delta \text{Log(F)}$	0,043* (0,075)	0,044 (0,100)	0,080*** (0,001)	0,074*** (0,006)
$\Delta \text{Log(Y)}$	0,727*** ($< 0,001$)	0,705*** ($< 0,001$)	0,702*** ($< 0,001$)	0,676*** ($< 0,001$)
Maakohtainen kiinteä vaikutus	Ei	Kyllä	Ei	Kyllä
Kiinteä aikavaikutus	Ei	Ei	Kyllä	Kyllä
R^2	0,844	0,853	0,880	0,888
N	281	281	281	281
Autokorrelaatiota AR(1)-testin perusteella	Ei	Ei	Kyllä	Ei
Kaikki muuttujat on muutettu per capita -luvuiksi sekä deflatoitu käyttäen kuluttajahintaindeksejä.				
(Suluissa p-arvot kolmen desimaalin tarkkuudella)				
* on tilastollisesti merkitsevä 10 %:n merkitsevyystasolla, ** on tilastollisesti merkitsevä 5 %:n merkitsevyystasolla, *** on tilastollisesti merkitsevä 1 %:n merkitsevyystasolla				

Differenssimuodon estimoinneista saadut estimaatit ovat ehkä yllättävänkin suuria, sillä joissakin aiemmissa tutkimuksissa asuntovarallisuuden kulutusvaikutuksen pitkän aikavälin vaikutuksen on havaittu olevan 2–2,5-kertainen lyhyen aikavälin vaikutukseen nähden (esim. Slacelek 2009, 5, 23). Tällä kertaa lyhyen aikavälin estimaatit ovat käytännössä yhtä suuria kuin pitkän aikavälin estimaatit – ja asuntovarallisuuden osalta jopa suurempia. Tämä voi toisaalta johtua siitä, että aineistona käytetään vuosiaineistoa, joka voi joissain tapauksissa olla jo varsin pitkä aikaväli, esimerkiksi neljännesvuosi- tai kuukausiaineistoon verrattuna.

Differenssimuodon estimointimallien tuloksista havaitaan kotitalouksien kulutuksen kasvavan mallista riippuen noin 18,6–24 % asuntovarallisuuden kasvaessa 100 %. Sen sijaan finanssivarallisuuden kasvaessa 100 %, kasvaa kotitalouksien kulutus aggregaattitasolla mallista riippuen 4,3–8 %. Virhetermi tulee autokorreloimattomaksi mallissa, jossa ei ole kiinteitä vaikutuksia, maakohtaisten kiinteiden vaikutusten mallissa ja mallissa, jossa on samanaikaisesti sekä maakohtainen kiinteä vaikutus että kiinteä aikavaikutus. Selvennettäköön vielä, että maakohtainen kiinteä vaikutus eliminoituu otettaessa saman maan peräkkäisistä havainnoista differenssi. Kun differoituun malliin vielä lisätään maakohtainen kiinteä vaikutus, saa tämä maakohtainen vakiotermi jokaisella periodilla saman arvon, kaapaten siten ajassa vakion trendin vaikutuksen. Näin ollen maakohtainen kiinteä vaikutus tulee kaikissa neljässä mallispesifikaatiossa huomioitua. Maakohtainen kiinteä aikatrendi tulee lisäksi huomioitua toisessa ja viimeisessä mallispesifikaatiossa.

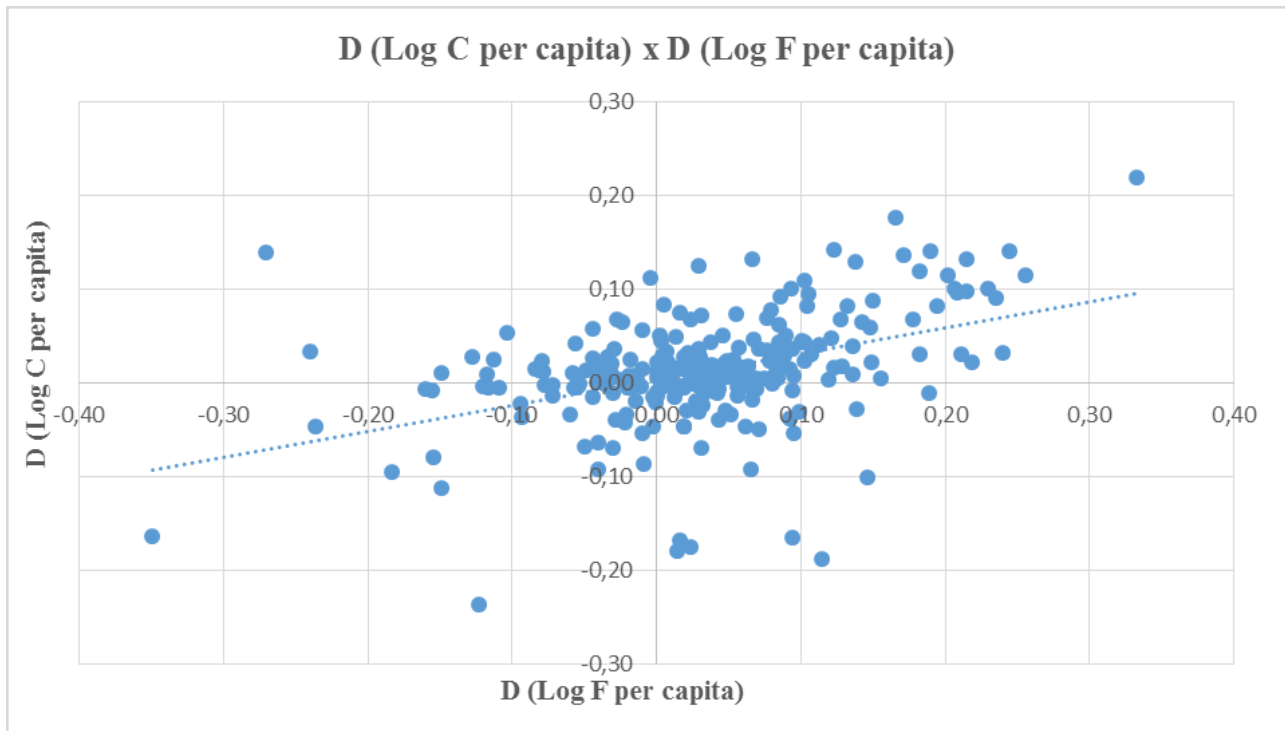
Kuten edellä tasomuodon malleissa, myös nyt maakohtaiset kiinteät vaikutukset sekä maakohtaiset kiinteät aikatrendit huomioivat mallit ovat relevantteja. Differenssimuodon estimoinneissa maakohtaisten ominaisuuksien huomioiminen saa mallin virhetermin hyvin käyttäytyväksi kolmessa mallissa neljästä. Virhetermin autokorreloimattomuus on tärkeää, sillä tällöin käytettävät estimaattorit ovat tarkentuvia eli asympotoottisesti harhattomia.

Maakohtaiset ominaisuudet huomioivat mallit tuottavat kulutuksen asuntovarallisuusjoustolle tilastollisesti erittäin merkitseviä estimaatteja niin tasomuodossa, Prais–Winsten-transformoidussa muodossa kuin differenssimuodossakin. Näiden tulosten nojalla onkin melko selvää, että asuntovarallisuudella on tilastollisesti merkitsevästi positiivinen vaikutus kulutukseen. Tämä asuntovarallisuuden positiivinen vaikutus kotitalouksien kulutukseen näkyy jo melko selvästi kuvasta 14, jossa kotitalouksien asuntovarallisuuden muutoksella ja kotitalouksien kulutuksen muutoksella on olemassa selvä positiivinen korrelaatio.



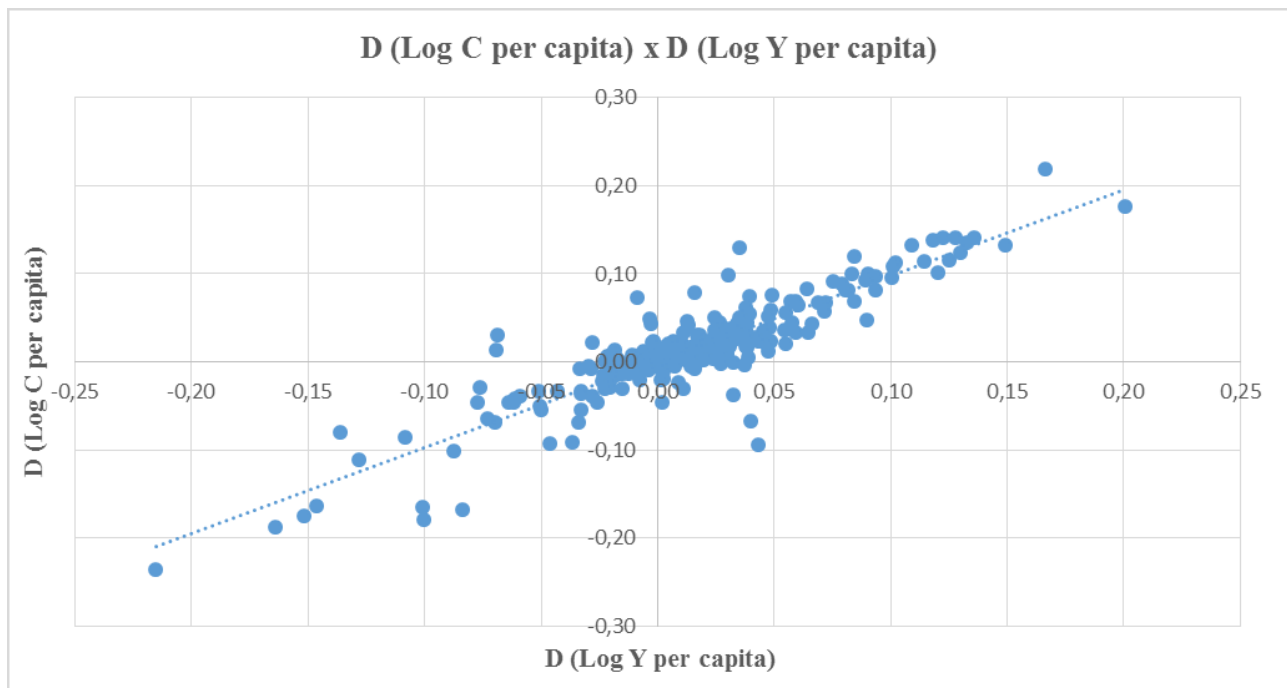
KUVA 14. Kotitalouksien kulutuksen muutoksen ja asuntovarallisuuden muutoksen välinen pisteparvikuvio. Kaikki maat ja kaikki vuodet (N = 281). Lähteet: Eurostat (2016a), Eurostat (2016c), Eurostat (2016e) ja Eurostat (2016f).

Myös kulutuksen jousto finanssivarallisuuden suhteen on melko selkeä. Kaikissa 6.2. luvussa esitellyissä tuloksissa kulutuksen on havaittu kasvavan 0–11 % finanssivarallisuuden kasvaessa 100 %. Tulokset ovat siis hyvin linjassa aiemmissa tutkimuksissa raportoitujen estimointitulosten kanssa. Malleja vertailtaessa parhaaksi arvioidussa Prais–Winsten-transformoidussa mallissa (31), jossa virhetermi tuli diagnostisten testien perusteella autokorreloimattomaksi, saatiin finanssivarallisuuden kulutusvaikutukseksi 6,3 %, joka oli myös tilastollisesti merkitsevä 1 %:n merkitsevyystasolla. Tätä voikin pitää hyvänä ”keskipitkän” tai pitkän aikavälin estimaattina, mikäli halutaan tietää edellä esitettyä 0–11 %:n haarukkaa tarkempi arvio. Differenssimuodon malleissa saadut lyhyen aikavälin välittömät vaikutukset ovat 4,3–7,4 % malleissa, joissa virhetermi on autokorreloimaton. Finanssivarallisuuden osalta estimaattien tarkkuus on kuitenkin hieman asuntovarallisuudelle saatuja estimaatteja heikompi, otoksessa olevasta suuresta hajonnasta johtuen. Tämä suuri hajonta on havaittavissa kuvasta 15. Kuitenkin myös finanssivarallisuudelle saadaan tilastollisesti erittäin merkitseviä estimaatteja differenssimuodon estimoinneissa. Differenssimuodon malleista luotettavimpana voidaan pitää mallia (37), jossa on sisällytettynä kiinteät aikavaikutukset ja maakohtaiset kiinteät vaikutukset, sillä näiden kiinteiden vaikutusten lisääminen kaappaa mahdollisen puuttuvan muuttujan harhan vaikutuksia. Tässä mallissa (37) finanssivarallisuuden kulutusvaikutukseksi saadaan 7,4 %, vaikutuksen ollessa tilastollisesti erittäin merkitsevä.



KUVA 15. Kotitalouksien kulutuksen muutoksen ja finanssivarallisuuden muutoksen välinen pisteparvikuvio. Kaikki maat ja kaikki vuodet (N = 281). Lähteet: Eurostat (2016b), Eurostat (2016c), Eurostat (2016e) ja Eurostat (2016f).

Kuten on voitu olettaa, myös kotitalouksien tulojen ja kulutuksen välinen riippuvuus on voimakas lyhyellä aikavälillä. Kuvassa 16 on kotitalouksien reaalisen kulutuksen sekä reaalisten käytettävissä olevien tulojen muutosten välinen pisteparvikuvio yli ajan sekä yli havaintoyksiköiden. Suhteutettaessa kotitalouksien vuotuiset tulot kotitalouksien asunto- ja finanssivarallisuuteen, havaitaan vuotuisten tulojen olleen vuonna 2014 58 % asuntovarallisuuteen verrattuna ja ainoastaan 30 % finanssivarallisuuteen verrattuna. Onkin mielenkiintoista, miksi kotitalouksien kulutus reagoi niin voimakkaasti juuri kotitalouksien tulojen muutoksiin, sillä absoluuttisesti asunto- ja finanssivarallisuuden muutokset ovat merkittävästi suurempia.



KUVA 16. Kotitalouksien kulutuksen ja tulojen välinen pisteparvikuvio (N = 281). Lähde: Eurostat (2016c), Eurostat (2016e) ja Eurostat (2016f).

Kotitalouksien tulojen ja kulutuksen välinen voimakas riippuvuus voi johtua monestakin syystä. Mielenkiintoisena vaikutusta selittävänä tekijänä voi pitää jo aiemminkin esitettyä, Shefrinin ja Thalerin (1988, 629) esittämää, ajatusta siitä, että erilaisia rahaeriä käsitellään (*framing*) eri tavoin – voikin olla, että tulot mielletään esimerkiksi asunto- tai finanssivarallisuutta helpommin kulutettavaksi rahaeräksi, mistä johtuen kulutuksen muutokset noudattelevat pitkälti juuri tulojen muutoksia. Oletettavasti kotitalouksien kulutuksen ja tulojen välistä korrelaatiota voimistaa inhimillinen pääoma, joka ei kuitenkaan ole havaittavissa. Mahdollisesti kotitaloudet mieltävät tämänhetkisten tulojensa kautta myös tulevat inhimilliselle pääomalleen saamansa korvaukset eli tulevat työtulonsa. Inhimillisen pääoman osuuden ollessa merkittävä, vaikuttavat tulojen muutokset siksi ehkä voimakkaasti kulutukseen.

Yhteenvetona asuntovarallisuuden vaikutuksesta kulutukseen mainittakoon vielä piste-estimaattien olevan niin tasomuodon estimoinneissa kuin differenssimuodon estimoinneissakin välillä 2,4–24 %. Parhaimmaksi arvioidussa Prais–Winsten-transformoidussa mallissa asuntovarallisuuden kulutusvaikutukseksi saatiin 12,6 %, joka on hyvin linjassa aiemmissa tutkimuksissa saatujen arvioiden kanssa. Prais–Winsten-transformoidussa mallissa sallitaan edellisten periodien tasojen vaikuttaa tämän hetken tasoon melko paljon, minkä johdosta malli ottaa huomioon osittaista sopeutumista.

Asuntovarallisuuden kulutusvaikutuksesta voidaan sanoa sen verran, että kaikkien tasomuodon mallien regressiokertoimet olivat alle 20 %. Vaikka tasomuodon mallien virhetermit olivatkin autokorreloituneita, voidaan monen eri mallispesifikaation antamien tulosten nojalla todeta pitkän aikavälin vaikutuksen olevan melkoisella varmuudella 0–20 %:n välillä, aivan kuten aiemmistakin tutkimuksista on pääteltävissä. Tasomuodon malleissa oleva virhetermien autokorrelaatio voi olla mallien väärästä määrittelystä aiheutuva oire. Autokorrelaatio voi aiheutua myös siitä, että mallissa tapahtuu jonkinlaisia osittaisia sopeutumista, jota ei osata ottaa oikealla tavalla huomioon. Tasomuodon muuttujissa oleva trendi voi olla myös merkittävä tekijä virhetermissä olevan autokorrelaation taustalla, sillä autokorrelaatiokerroin pienenee huomattavasti estimoitaessa mallit differenssimuodossa.

Lyhyellä aikavälillä asuntovarallisuuden kulutusvaikutukseksi saadaan 19,8–24 %, käytettäessä malleja, joiden virhetermit olivat autokorreloimattomia. Parhaaksi arvioidussa differenssimuodon mallissa (37) asuntovarallisuuden kulutusvaikutukseksi saadaan 19,8 %. Sopeutumisen havaitaankin ilmenevän voimakkaana jo lyhyellä aikavälillä. Tulosten perusteella differenssimuodon estimointeja voidaan pitää hyvänä tapana estimoida kulutuksen joustot varallisuuden suhteen.

Tulosten perusteella asuntovarallisuuden kulutusvaikutus näyttäisi olevan varsin lähellä aiemmista tutkimuksista luvussa 3.4. pääteltyä 0–20 %:n haarukan ylärajaa, ja osassa differenssimuodon malleja jopa tämän yli. Merkittävänä tuloksena voidaankin pitää havaintoa lyhyen aikavälin voimakkaasta – jopa pitkän aikavälin vaikutusta suuremmasta – asuntovarallisuuden kulutusvaikutuksesta. On oletettavaa, että kulutus sopeutuu varallisuusarvojen ja työtulojen muutoksiin osittaisesti sopeutumisesta johtuen hitaasti, esimerkiksi hitaasti muuttuvista kulutustottumuksista johtuen. Myös vaikeus havaita asuntovarallisuuden muutokset saattaa johtaa siihen, että kulutus ei sopeudu välittömästi asuntovarallisuuden muuttuessa. Hitaasta sopeutumisesta johtuen asunto- tai finanssivarallisuuden muutoksen voisi olettaa näkyvän kokonaisuudessaan vasta aikaväliä tarpeeksi kasvatettaessa. Estimointituloksista kuitenkin havaitaan, että kotitalouksien kulutus muuttuu samansuuntaisesti kotitalouksien asuntovarallisuuden muutoksen kanssa jo saman periodin aikana. Kotitalouksien kulutuksen ja asuntovarallisuuden saman periodin aikana tapahtuva samansuuntainen liike on jonkin verran aiemmista tutkimuksista löydettyjä arvioita voimakkaampi.

Mistä aiempiin tutkimuksiin nähden voimakkaampi lyhyen aikavälin vaikutus voi johtua? Syy saatuihin estimointituloksiin voi olla se, että pitkällä aikavälillä kotitalouksien kulutus täytyy sopeuttaa ennen kaikkea tulotasoa vastaavaksi. Näin ollen asuntovarallisuuden vaikutus pitkän

aikavälin kulutukseen jää vähäisemmäksi. Kotitalouksien kulutuksen havaitaankin kasvavan differenssimuodon malleissa karkeasti 70–73 % kotitalouksien tulojen kasvaessa 100 %. Tasomuodon malleissa kulutuksen havaitaan neljässä mallissa viidestä kasvavan yli 80 %, tulojen kasvaessa 100 %. Tuloksista on pääteltävissä, että malleissa, joissa on erityisen korkea kulutuksen tulojousto, on ehkä aavistuksen verran matalampi kulutuksen varallisuusjousto. Vastaavasti malleissa, joissa saadaan korkeita kulutuksen varallisuusjoustoja, saadaan hienoisesti matalampia kulutuksen tulojoustoja. Korkeiden kulutuksen tulo- ja varallisuusjoustojen havaitaankin tavallaan sulkevan osittain toisensa pois.

Pitkällä aikavälillä ennen kaikkea kotitalouksien tulotaso vaikuttaisi määräävän kotitalouksien kulutuksen tason. Myös lyhyellä aikavälillä tämä muuttujien välinen suhde on voimakas ja tilastollisesti erittäin merkitsevä. Kotitalouksien tulotason lisäksi kuitenkin myös asunto- ja finanssivarallisuudella on voimakas ja tilastollisesti merkitsevä vaikutus kotitalouksien kulutukseen. Eräänlaisena summauksena tuloksista on todettavissa, että kotitalouksien kulutuksen asunto- ja finanssivarallisuusjoustojen havaitaan olevan tilastollisesti merkitseviä sekä lyhyellä että pitkällä aikavälillä. Sekä asunto- että finanssivarallisuudelle estimoitavat joustot tulevat tilastollisesti merkitsevämmiksi käytettäessä malleja, jotka ottavat maakohtaiset ominaisuudet ja virhetermin autokorreloituneisuuden huomioon. Maakohtaisten ominaisuuksien huomioimisen myös todetaan parantavan merkittävästi saatujen tulosten uskottavuutta, sillä virhetermiin jäävä autokorrelaatio pienenee olennaisesti.

6.3. Kotitalouksien rajakulutusalttiudet Euroopassa 2000–2015

On mielenkiintoista tarkastella, miten tulokset muuttuvat, kun käytetään logaritmoitujen muuttujien sijasta rahamääräisiä. Myös rahamääräisten muuttujien tapauksessa estimoinneissa käytetään tasomuodon malleja (38)–(45), Prais–Winsten-transformoituja malleja (46)–(53) ja differenssimuodon malleja (54)–(57). Tulokset voidaan rahamääräisten muuttujien tapauksessa tulkita kulutuksen muutoksina sentteinä, selittävän muuttujan muuttuessa euron.

Mainittakoon, että karkean arvion rajakulutusalttiuksista saa jakamalla aiemmin estimoidut joustot varallisuuden ja kotitalouksien kulutuksen suhteella. Tässä aineistossa kotitalouksien asuntovarallisuus on keskimäärin noin kaksinkertainen ja kotitalouksien finanssivarallisuus keskimäärin noin 3,5-kertainen kotitalouksien vuotuisen kulutukseen suhteutettuna. Vaikka edellä

esitetty kotitalouksien varallisuusjoustoista johdettu approksimaatio pitäisikin varsin hyvin paikkansa, asunto- ja finanssivarallisuuden kulutusvaikutuksien estimointi sekä joustoina että rajakulutusalttiuksina auttaa havainnollistamaan kumpi funktiomuoto kuvaa paremmin kulutuksen ja varallisuuserien keskinäistä riippuvuutta. Tässä luvussa pyritäänkin paitsi saamaan entistä tarkempi arvio asunto- ja finanssivarallisuuden kulutusvaikutuksista myös arvioimaan onko rahamääraisten vai logaritmoitujen muuttujien käyttö estimoinneissa perusteltua ja suositeltavaa.

6.3.1. Rajakulutusalttiuksien estimointi tasomuodon malleilla

Tasomuodon malleilla saadut estimointitulokset ovat esitettyinä taulukossa 13. Ensimmäisenä havaintona voidaan sanoa rajakulutusalttiuksien olevan suuruusluokaltaan odotetun suuruisia. Taulukon 13 estimointituloksista nähdään rajakulutusalttiuksien asuntovarallisuudelle olevan suurin piirtein puolet kulutuksen joustosta asuntovarallisuuden suhteen.

TAULUKKO 13. Kotitalouksien rajakulutusalttiuden estimointitulokset 20 Euroopan maan aineistolla vuosina 2000–2015: tasomuodon mallit.

	Selitettävä muuttuja							
	C	C	C	C	C	C	C	C
H	-0,007 (0,910)	0,027 (0,275)	-0,005 (0,935)	0,042* (0,086)	0,041* (0,060)	0,082*** (0,003)	0,041* (0,059)	0,076*** (0,006)
F	0,010 (0,400)	-0,022*** ($< 0,001$)	0,011 (0,375)	-0,018** (0,013)	-0,026*** ($< 0,001$)	0,026*** ($< 0,001$)	-0,026*** ($< 0,001$)	0,026*** ($< 0,001$)
Y	0,704*** ($< 0,001$)	0,780*** ($< 0,001$)	0,697*** ($< 0,001$)	0,767*** ($< 0,001$)	0,796*** ($< 0,001$)	0,610*** ($< 0,001$)	0,798*** ($< 0,001$)	0,611*** ($< 0,001$)
Maakohtainen kiinteä vaikutus	Ei	Kyllä	Ei	Ei	Kyllä	Kyllä	Ei	Kyllä
Kiinteä aikavaikutus	Ei	Ei	Kyllä	Ei	Kyllä	Ei	Kyllä	Kyllä
Maakohtainen kiinteä aikatrendi	Ei	Ei	Ei	Kyllä	Ei	Kyllä	Kyllä	Kyllä
R ²	0,966	0,996	0,967	0,996	0,996	0,998	0,996	0,998
N	301	301	301	301	301	301	301	301
Autokorrelaatiota AR(1)-testin perusteella	Kyllä	Kyllä	Kyllä	Kyllä	Kyllä	Kyllä	Kyllä	Kyllä
* on tilastollisesti merkitsevä 10 %:n merkitsevyystasolla, ** on tilastollisesti merkitsevä 5 %:n merkitsevyystasolla, *** on tilastollisesti merkitsevä 1 %:n merkitsevyystasolla								
(Suluissa p-arvot kolmen desimaalin tarkkuudella)								
Kaikki muuttujat on muutettu per capita -luvuiksi sekä deflatoitu käyttäen kuluttajahintaindeksiä.								

Aivan kuten logaritmoitujen muuttujien tapauksessa, myös nyt asuntovarallisuuden kulutusvaikutuksen kertoimet ovat pienimpiä poolatussa regressiomallissa ja kiinteät aikavaikutukset

sisältävässä mallissa. Näiden molempien mallien virhetermit ovat voimakkaasti autokorreloituneita, virhetermien autokorrelaatiokertoimien ollessa yli 0,97. Maakohtaisten kiinteiden vaikutusten sekä maakohtaisten kiinteiden aikatrendien lisäämisen havaitaan pienentävän olennaisesti mallien virhetermien autokorrelaatiokertoimia. Tästä johtuen tulosten luotettavuus mitä luultavimmin parantuu käytettäessä maakohtaiset ominaispiirteet huomioon ottavia malleja.

Tasomuodon estimoinneissa, peräti kuudessa mallissa kahdeksasta, tulokseksi saadaan, että asuntovarallisuuden kasvu ei vaikuta kotitalouksien kulutukseen tilastollisesti merkitsevästi 5 %:n merkitsevyystasolla. Suurimmillaan tasomuodon malleissa saadaan asuntovarallisuuden euron kasvulle noin 8,2 sentin vaikutus kotitalouksien kulutukseen. Kaiken kaikkiaan mallispesifikaatiosta riippuen päädytään suurin piirtein aiemmistakin tutkimuksista arvioituun 0–10 sentin arvioon.

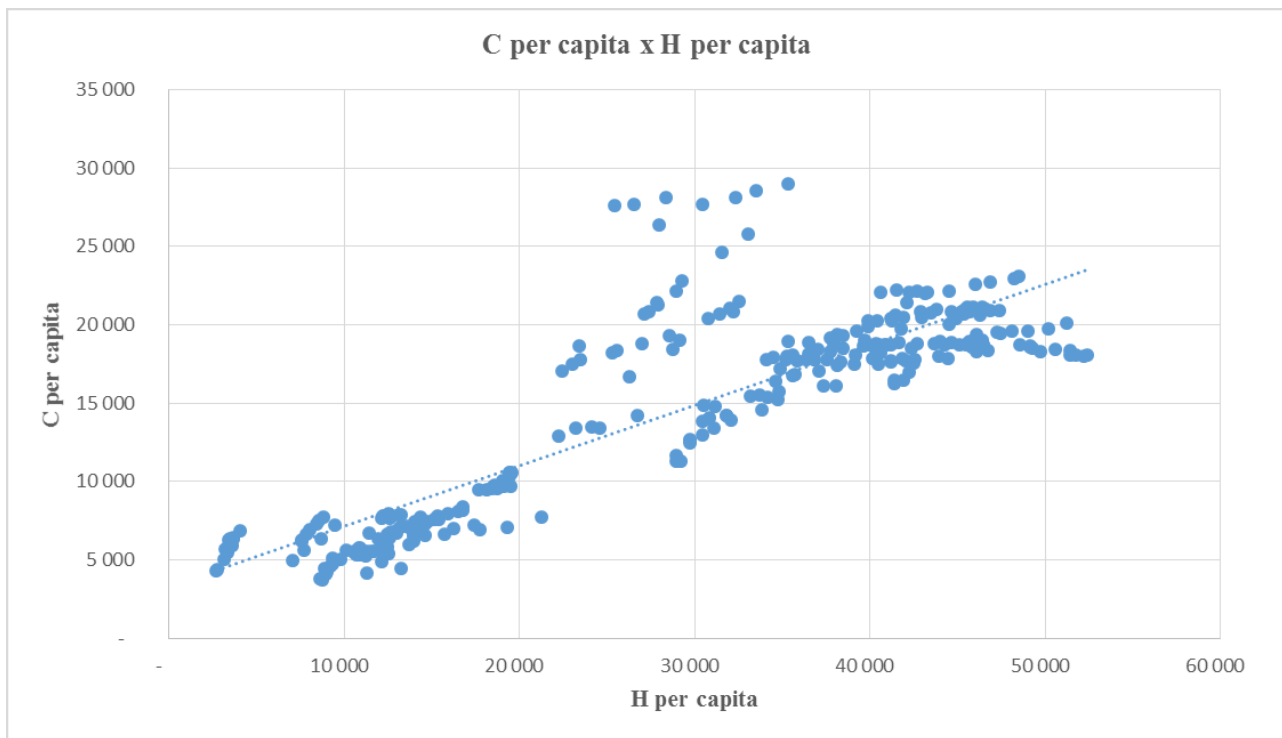
Vaikka edellä todettiin jokaisella mallispesifikaatiolla päädyttävän 0–10 sentin arvioon, ei monen eri mallispesifikaation avulla ole kuitenkaan välttämätöntä päätyä samankaltaisiin lopputuloksiin. Pikemminkin tuloksista havaitaan, että käytettävä malli vaikuttaa ratkaisevasti saataviin estimointituloksiin. Tässä luvussa esiteltävien estimointitulosten perusteella voitaisiin argumentoida sekä varsin suuren että tilastollisesti ei-merkitsevän asuntovarallisuuden kulutusvaikutuksen puolesta, riippuen siitä, mitä mallia pidettäisiin parhaana. Tätä taustaa vasten on helpompi ymmärtää luvussa 3 esiteltyjä tutkimuksia, joissa on päädytty hyvinkin erisuuruisiin arvioihin, käyttämällä melko identtisiä aineistoja. Tässä tutkielmassa saatujen tulosten havaitaan eroavan erityisesti siitä riippuen, onko malleihin sisällytettynä maakohtaiset kiinteät vaikutukset vai ei. Maakohtaiset kiinteät vaikutukset sisältävät mallit käyttävät hyväkseen ainoastaan maiden sisäistä (*within*) vaihtelua, kun taas jätettäessä maakohtaiset kiinteät vaikutukset huomiotta käytetään estimoinneissa myös maiden välistä (*between*) vaihtelua. Koska tulosten perusteella ainoastaan *within* -vaihtelua hyödyntävät estimointimallit tuottavat jonkin verran suurempia ja tilastollisesti merkitsevempiä estimaatteja kuin sekä *within* että *between* -vaihtelua hyödyntävät estimointimallit, voitaisiinkin ehkä sanoa, että varallisuus kykenee selittämään paremmin kotitalouksien kulutusta maiden sisällä kuin maiden välillä. Maiden välillä olevat eroavaisuudet kotitalouksien kulutuksen tasoissa voivatkin johtua suuremmalti osin muista tekijöistä kuin kotitalouksien varallisuuden tasosta.

Tarkasteltaessa lähemmin estimointituloksia havaitaan, että kiinteiden aikavaikutusten lisääminen ei merkittävästi muuta asuntovarallisuuden kulutusvaikutukselle saatuja estimaatteja. Sen sijaan maakohtaisten kiinteiden vaikutusten lisääminen kasvattaa jonkin verran asuntovarallisuuden rajakulutusalttiuden estimaatteja. Vielä enemmän estimaatteja kasvattaa kuitenkin maakohtaisten

kiinteiden aikatrendien lisääminen estimointiyhtälöön. Kaikkein suurimpia, noin 8 sentin, kotitalouksien rajakulutusalttiuden estimaatteja asuntovarallisuuden suhteen saadaan malleissa (43) ja (45), joissa on sisällytettynä sekä maakohtaiset kiinteät vaikutukset että kiinteät aikatrendit. Regressiokertoimien kasvaminen, huomioitaessa maakohtaiset ominaisuudet, voi johtua siitä, että jotkin mallista puuttuvat muuttujat korreloivat negatiivisesti selittäjien ja selitettävien muuttujien kanssa, aiheuttaen siten regressiokertoimiin puuttuvan muuttujan harhan alaspäin. Lisättäessä malliin kiinteät vaikutukset, kaappaavat nämä kiinteät vaikutukset puuttuvien muuttujien vaikutuksia, jolloin regressiokertoimet jonkin verran kasvavat.

Jo aiemmin on todettu maakohtaisten ominaisuuksien huomioimisen kasvattavan olennaisesti saatujen tulosten luotettavuutta, mutta edelleen tämä käy ilmi kuvasta 17. Kuvassa 17 esitetyn asuntovarallisuuden ja kotitalouksien kulutuksen välisen pisteparvikuvion perusteella on selkeästi havaittavissa, että joissakin maissa kotitalouksien kulutus on joistakin maakohtaisista tekijöistä johtuen selkeästi kuvioon piirretyn korrelaatio-suoran yläpuolella, kun taas osassa maita kotitalouksien kulutus on varsin maltillista, vaikka asuntovarallisuuden arvo maassa olisikin merkittävä. Aineiston poolaaminen ei kuvion perusteella vaikutakaan olevan perusteltua, sillä tällöin joidenkin maiden kotitalouksien kulutus on oletettavasti vuodesta toiseen kaikille maille ja kaikille ajankohdille sovitettuna regressio-suoran ylä- tai alapuolella, aiheuttaen siten virhetermin korrelaation sen edellisen periodin virheterminsä kanssa. Tämä havaitaankin tuloksissa voimakkaana virhetermin autokorrelaationa malleissa, joissa maakohtaisia ominaisuuksia ei ole kontrolloitu.

Kuvion 17 perusteella luontevana menettelytapana voi päätellä olevan sekä maakohtaisten kiinteiden aikatrendien että maakohtaisten kiinteiden vaikutusten lisäämisen malliin, sillä kuviosta havaitaan, että paitsi kotitalouksien kulutuksen tasot myös kotitalouksien kulutuksen kulmakertoimet asuntovarallisuuden suhteen voivat poiketa toisistaan maiden välillä. Tähän argumenttiin vedoten uskottavimpina rajakulutusalttiuksien estimaatteina asuntovarallisuuden suhteen voidaan pitää maakohtaisten kiinteiden vaikutusten ja maakohtaisten kiinteiden aikatrendien mallissa (43) saatua 8,2 senttiä sekä maakohtaisten kiinteiden vaikutusten, kiinteiden aikavaikutusten ja maakohtaisten kiinteiden aikatrendien mallissa (45) saatua 7,6 senttiä.



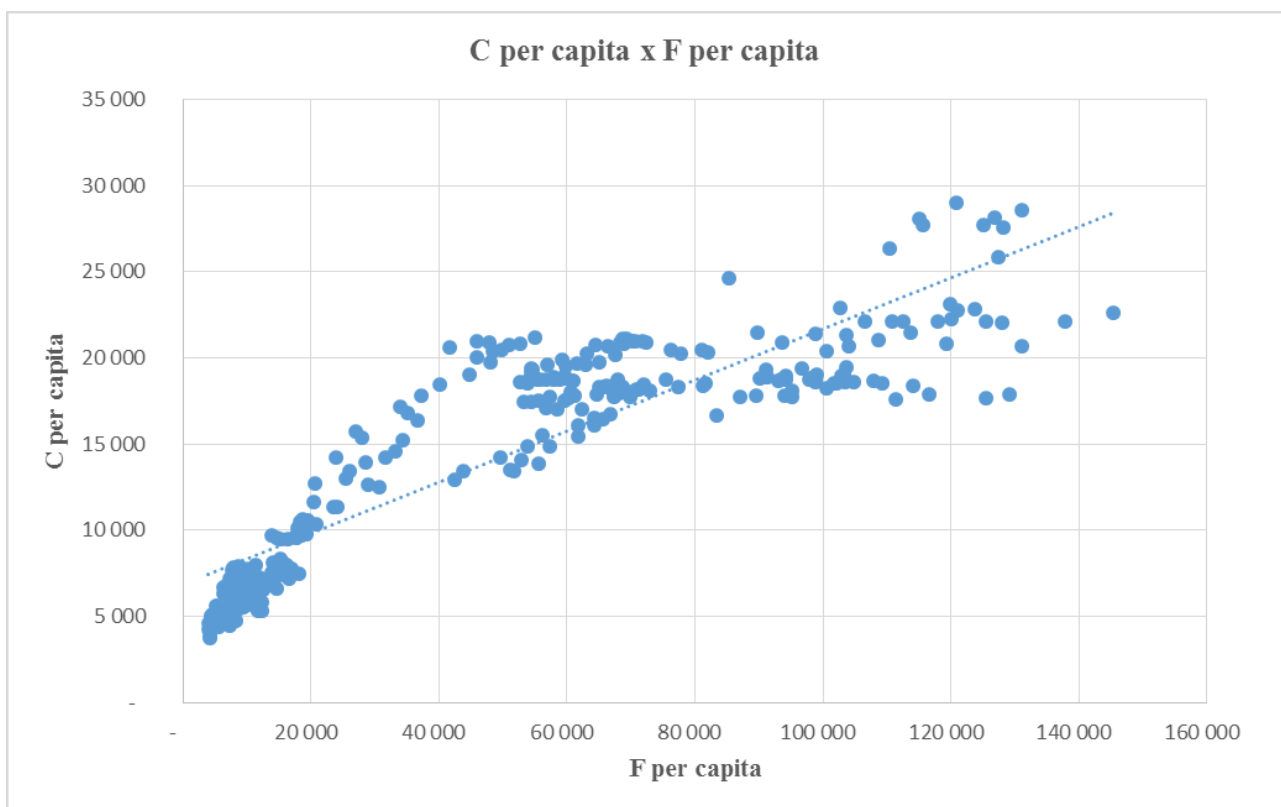
KUVA 17. Kulutuksen ja asuntovarallisuuden välinen pisteparvikuvio. Kaikki maat ja kaikki vuodet (N = 301). Lähteet: Eurostat (2016a), Eurostat (2016c), Eurostat (2016e) ja Eurostat (2016f).

Tulosten perusteella kotitalouksien rajakulutusalttius finanssivarallisuuden suhteen vaikuttaa olevan varsin pieni. Ilman perusteltua mallin valintaa on hankala päätyä mihinkään johtopäätökseen, sillä rajakulutusalttius finanssivarallisuudelle vaihtelee mallista riippuen -2,6 sentin ja 2,6 sentin välillä. Osassa malleista negatiivinen rajakulutusalttius finanssivarallisuudelle saa tilastollisesti merkitsevän regressiokertoimen, kun taas osassa malleista positiivinen vaikutus on tilastollisesti merkitsevä. Aihetta käsittelevän teorian ja edellisessä luvussa esiteltujen joustojen perusteella negatiivinen rajakulutusalttius finanssivarallisuudelle vaikuttaa kuitenkin melko epäuskottavalta. Tulosten uskottavuutta heikentää myös tieto, että tilastollisesti merkitsevästi negatiiviset estimaatit on saatu tasomuodon malleista, jotka ovat voimakkaasti autokorreloituneita. Luultavasti negatiiviset estimaatit ovatkin siis jonkin verran harhaisia.

Eräänä huomionarvoisena seikkana mainittakoon, että tuloksiin voi vaikuttaa myös niin sanottu ”vääransuuntainen” kausaalisuus. Vääransuuntaisella kausaalisuudella tarkoitetaan tässä tilannetta, kun asunto- tai finanssivarallisuus kasvaa, koska kulutetaan vähemmän eli säästetään enemmän. Tämä varallisuuden yksinkertainen dynamiikka käy ilmi teoriaosion kaavoista (5) ja (6). On vaikea sanoa, miten paljon vääransuuntainen kausaalisuus vaikuttaa estimointituloksiin, mutta vaikutuksella

tiedetään olevan estimaatteja alentava vaikutus, sillä muuttujien välinen korrelaatio on, edellä kuvattuun tapaan, negatiivinen.

Estimoitaessa rajakulutusalttiuksia finanssivarallisuudelle, maakohtaisten ominaisuuksien huomioimisen havaitaan olevan jälleen ratkaisevassa asemassa. Kun käytetään luotettavimmiksi arvioituja maakohtaiset kiinteät vaikutukset ja maakohtaiset kiinteät aikatrendit sisältävää mallia (43) sekä maakohtaiset kiinteät vaikutukset, kiinteät aikavaikutukset ja maakohtaiset kiinteät aikatrendit sisältävää mallia (45) päädytään 2,6 sentin kotitalouksien kulutuksen kasvuun finanssivarallisuuden kasvaessa euron. Maakohtaisten ominaisuuksien huomioimisen nähdään myös finanssivarallisuuden tapauksessa olevan perusteltua, sillä kuvassa 18 esitettävän pisteparvikuvion perusteella yhden yksiselitteisen regressiosuoran voidaan päätellä soveltuvan varsin heikosti aineistoon.



KUVA 18. Kulutuksen ja finanssivarallisuuden välinen pisteparvikuvio. Kaikki maat ja kaikki vuodet (N = 301). Lähteet: Eurostat (2016a), Eurostat (2016c), Eurostat (2016e) ja Eurostat (2016f).

Nyt esitettyjen pisteparvikuvioiden 17 ja 18 sekä aiemmin esitettyjen pisteparvikuvioiden 12 ja 13 perusteella voidaan myös pohtia, kuvaako rahamääräisten vai logaritmoitujen muuttujien käyttö paremmin tarkasteltavaa ilmiötä. Sekä finanssivarallisuuden ja kotitalouksien kulutuksen välisessä

pisteparvikuviossa 18 että asuntovarallisuuden ja kotitalouksien kulutuksen välisessä pisteparvikuviossa 17 pisteparvien havaitaan aavistuksen hajoavan varallisuusarvojen kasvaessa, mitä voidaan pitää merkkinä siitä, että jokaisella virhetermillä u_{it} ei voida olettaa olevan samaa varianssia. Sen sijaan aiemmin esitetyissä pisteparvikuvioissa 12 ja 13 hajoamisilmiötä ei vastaavissa määrin tapahdu, mikä osaltaan viittaa logaritmoitujen muuttujien soveltuvan paremmin varallisuuden kulutusvaikutusten estimointiin.

Lineaarisen korrelaatio-suoran havaitaan soveltuvan varsin heikosti varsinkin kuvassa 18 esitettyyn finanssivarallisuuden ja kotitalouksien kulutuksen väliseen pisteparveen. Kuvan 18 perusteella finanssivarallisuuden ja kotitalouksien kulutuksen välinen riippuvuus vaikuttaisi olevan paremmin kuvattavissa konkaavilla funktiomuodolla. Tätä havaintoa voidaan pitää hyödyllisenä, sillä kulutus voi mahdollisesti riippua varallisuudesta konkaavisti, kuten aiemmin luvussa 2.4. pohdittiin.

Edellä saatujen tasomuodon estimointitulosten perusteella havaittiin tasomuodon mallien virhetermien olevan autokorreloituneita, vaikka maakohtaiset ominaisuudet kontrolloitaisiinkin. Tästä syystä Prais–Winsten-transformaatiolla tehtäviä estimointeja voidaan pitää erittäin perusteltuina. Tässä tutkielmassa Prais–Winsten-transformaatiota käyttäen tehtyjen rajakulutusalttiuksien estimointitulokset on raportoitu kootusti taulukkoon 14.

Käytettäessä Prais–Winsten-estimaattoria, estimointitulosten antaman haarukan havaitaan jonkin verran suppenevan. Asuntovarallisuudelle saatavat rajakulutusalttiudet ovat kaikki välillä 5,6–9,3 senttiä ja finanssivarallisuudelle saatavat rajakulutusalttiudet ovat puolestaan välillä 0,4–2,2 senttiä. Tärkeä tulos on kuitenkin ennen kaikkea tieto, että Prais–Winsten-transformoiduista malleista viisi kahdeksasta tulee hyväksytyiksi mallien virhetermeille tehtävän AR(1)-testin perusteella.

Aiemmin on todettu maakohtaisten kiinteiden vaikutusten ja maakohtaisten kiinteiden aikatrendien parantavan olennaisesti mallien antamien tulosten luotettavuutta. Nyt, kun estimointiyhtälöön lisätään maakohtaiset kiinteät vaikutukset ja maakohtaiset kiinteät aikatrendit sekä transformoidaan malli siten, että autokorrelaatio poistuu, päädytään 6,7 sentin kotitalouksien kulutuksen kasvuun asuntovarallisuuden kasvaessa euron. Tässä maakohtaiset kiinteät vaikutukset ja maakohtaiset kiinteät aikatrendit sisältävässä mallissa (51) finanssivarallisuuden euron kasvu kasvattaa kotitalouksien kulutusta 1,8 senttiä. Kun malliin edelleen lisätään kiinteät aikavaikutukset, kuten kaavassa (53), kotitalouksien kulutuksen kasvuksi saadaan 5,6 senttiä asuntovarallisuuden kasvaessa euron ja 2,2 senttiä finanssivarallisuuden kasvaessa euron. Näiden mallien antamien tulosten nojalla

tarkimpana arviona asuntovarallisuuden kulutusvaikutukselle voidaan pitää 5–7 senttiä ja finanssivarallisuuden kulutusvaikutukselle 1–3 senttiä.

TAULUKKO 14. Kotitalouksien rajakulutusalttiuden estimointitulokset 20 Euroopan maan aineistolla vuosina 2000–2015: Prais–Winsten-transformoidut mallit.

Selitettävä muuttuja								
	C	C	C	C	C	C	C	C
H	0,093*** ($< 0,001$)	0,060* (0,052)	0,085*** ($< 0,001$)	0,062** (0,028)	0,059** (0,015)	0,067*** (0,005)	0,059** (0,016)	0,056*** (0,001)
F	0,004** (0,038)	0,005 (0,275)	0,008*** (0,002)	0,006 (0,139)	0,012*** (0,006)	0,018*** ($< 0,001$)	0,012*** (0,005)	0,022*** ($< 0,001$)
Y	0,648*** ($< 0,001$)	0,724*** ($< 0,001$)	0,639*** ($< 0,001$)	0,721*** ($< 0,001$)	0,693*** ($< 0,001$)	0,667*** ($< 0,001$)	0,693*** ($< 0,001$)	0,667*** ($< 0,001$)
Virhetermin autokorrelaatiokerroin ρ	0,991*** ($< 0,001$)	0,684*** ($< 0,001$)	0,996*** ($< 0,001$)	0,698*** ($< 0,001$)	0,707*** ($< 0,001$)	0,488*** ($< 0,001$)	0,708*** ($< 0,001$)	0,569*** ($< 0,001$)
Maakohtainen kiinteä vaikutus	Ei	Kyllä	Ei	Ei	Kyllä	Kyllä	Ei	Kyllä
Kiinteä aikavaikutus	Ei	Ei	Kyllä	Ei	Kyllä	Ei	Kyllä	Kyllä
Maakohtainen kiinteä aikatrendi	Ei	Ei	Ei	Kyllä	Ei	Kyllä	Kyllä	Kyllä
R^2	0,866	0,988	0,877	0,988	0,990	0,995	0,990	0,995
N	301	301	301	301	301	301	301	301
Autokorrelaatiota AR(1)-testin perusteella	Ei	Ei	Kyllä	Ei	Kyllä	Ei	Kyllä	Ei
* on tilastollisesti merkitsevä 10 %:n merkitsevyystasolla, ** on tilastollisesti merkitsevä 5 %:n merkitsevyystasolla, *** on tilastollisesti merkitsevä 1 %:n merkitsevyystasolla								
(Suluissa p-arvot kolmen desimaalin tarkkuudella)								
Kaikki muuttujat on muutettu per capita -luvuiksi sekä deflatoitu käyttäen kuluttajahintaindeksejä.								

Näissä molemmissa, luotettavimmiksi arvioiduissa, malleissa (51) ja (53) saadut vaikutukset ovat tilastollisesti merkitseviä 1 %:n merkitsevyystasolla, mitä voi pitää varsin vankkana tuloksena. Myös muiden Prais–Winsten-transformoitujen mallien antamien tulosten perusteella voidaan päätyä lähes vastaavansuuruisiin arvioihin. Nyt saadut Prais–Winsten-transformoitujen mallien antamat tulokset ovat varsin hyvin linjassa taulukossa 13 esitettyjen luotettavimmiksi arvioitujen tasomuodon estimointimallien kanssa, joissa päädyttiin noin 8 sentin kotitalouksien kulutuksen kasvuun asuntovarallisuuden kasvaessa euron. Kaiken kaikkiaan Prais–Winsten-estimaattorien antaman, noin 5–9 sentin, haarukan kotitalouksien kulutuksen kasvuksi asuntovarallisuuden kasvaessa euron voi sanoa olevan melko tarkka. Käytettäessä oikeastaan mitä tahansa Prais–Winsten-transformoitua mallia, voidaan asuntovarallisuuden kulutusvaikutuksen osalta päätyä tuloksiin, jotka ovat varsin hyvin linjassa luvussa 3.3. mainittujen, aiemmissa tutkimuksissa raportoitujen tulosten kanssa.

Parhaaksi arvioiduista malleista saadut 1,8 ja 2,2 sentin rajakulutusalttiudet finanssivarallisuudelle vaikuttavat aiempien tutkimustulosten perusteella varsin uskottavilta. Kaiken kaikkiaan

kotitalouksien rajakulutusalttiuden finanssivarallisuuden suhteen voi sanoa olevan sekä luotettavimmiksi arvioitujen tasomuodon mallien että Prais–Winsten-transformoitujen mallien perusteella noin 1–3 senttiä. Kuvasta 18 kuitenkin havaitaan kotitalouksien kulutuksen nousevan aavistuksen jyrkemmin alhaisilla finanssivarallisuuden tasoilla ja vastaavasti loivemmin korkeilla finanssivarallisuuden tasoilla. Mahdollinen kotitalouksien kulutuksen konkaavitus finanssivarallisuuden suhteen voi viitata kotitalouksien rajakulutusalttiuden olevan jonkin verran 1–3 sentin arviota korkeampi maissa, joissa kotitalouksien finanssivarallisuus henkeä kohden on vähäinen.

6.3.2. Rajakulutusalttiuksien estimointi differenssimuodon malleilla

Edellisessä luvussa havaittiin kulutuksen joustavan asuntovarallisuuden suhteen varsin paljon differenssimuodon estimoinneissa. Taulukossa 15 on esitetty kaavoissa (54)–(57) esitettyjen differenssimuodon estimointimallien antamat tulokset. Kuten oli jo aiemmin esimoitujen joustojen perusteella hieman odotettavissa, taulukosta 15 havaitaan rajakulutusalttiuksien asuntovarallisuudelle olevan differenssimuodossa varsin suuria.

Aiemmin Prais–Winsten-transformoitujen mallien perusteella esitettiin johtopäätös noin 5–9 sentin kotitalouksien vuotuisen kulutuksen kasvusta asuntovarallisuuden kasvaessa euron, mistä luotettavimmiksi arvioitujen mallien perusteella voidaan edelleen päätyä tarkempaan noin 5–7 sentin arvioon. Nyt käytettäessä differenssimuodon estimointimalleja, saadaan rajakulutusalttiudeksi asuntovarallisuudelle kaikilla malleilla 8,8–11,6 senttiä. Malleissa, joissa virhetermin autokorreloimattomuus hyväksytään, päädytään noin 9,5–11,6 sentin kotitalouksien kulutuksen kasvuun asuntovarallisuuden kasvaessa euron. Tämä differenssimuodon estimointimalleilla saatava lyhyen aikavälin arvio on jonkin verran tasomuodon malleilla saatua pitkän aikavälin arviota suurempi, mutta joka tapauksessa varsin lähellä tätä arviota.

Differenssimuodon estimoinnit tukevat käsitystä varsin pienestä, mutta tilastollisesti merkitsevästä finanssivarallisuuden vaikutuksesta kulutukseen. Kotitalouksien kulutuksen kasvuksi saadaan pyöreästi noin sentti finanssivarallisuuden kasvaessa euron. Jälleen differenssimuodon estimointeja voi pitää varsin hyvänä, luotettavana ja yksinkertaisena tapana estimoida varallisuuden vaikutus kotitalouksien kulutukseen. Differenssimuodossa maakohtaiset kiinteät ominaisuudet eliminoiduvat, minkä havaitaan pienentävän merkittävästi mallien virhetermeihin jäävää autokorrelaatiota.

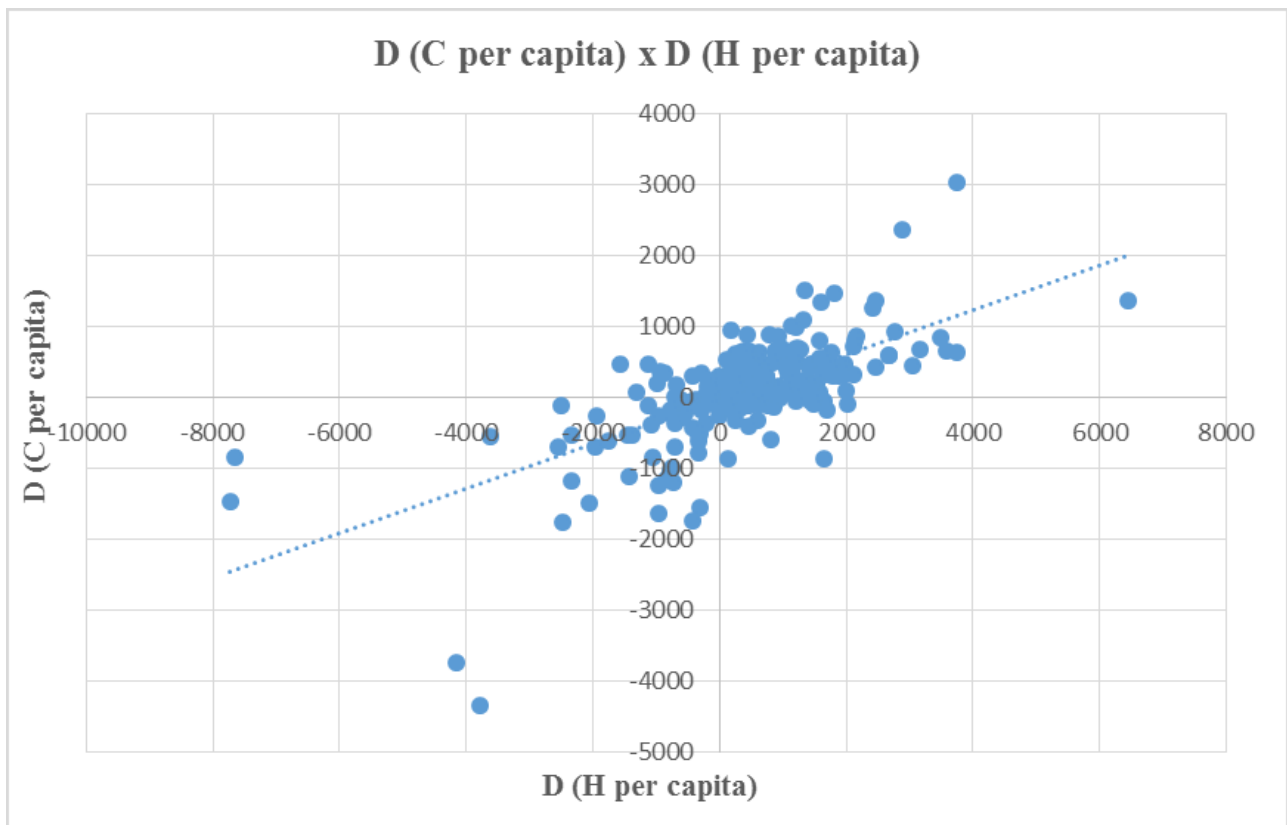
Kolmessa tapauksessa neljästä mallien virhetermien todetaankin olevan autokorreloimattomia mallien virhetermeille tehtävän AR(1)-testin perusteella. Tarvittaessa kullekin maalle ominaiset ajassa vakiot maakohtaiset trendit voi vielä huomioida lisäämällä maakohtaiset kiinteät vaikutukset malliin.

TAULUKKO 15. Kotitalouksien rajakulutusalttiuden estimointitulokset 20 Euroopan maan aineistolla vuosina 2000–2015: differenssimuodon estimoinnit

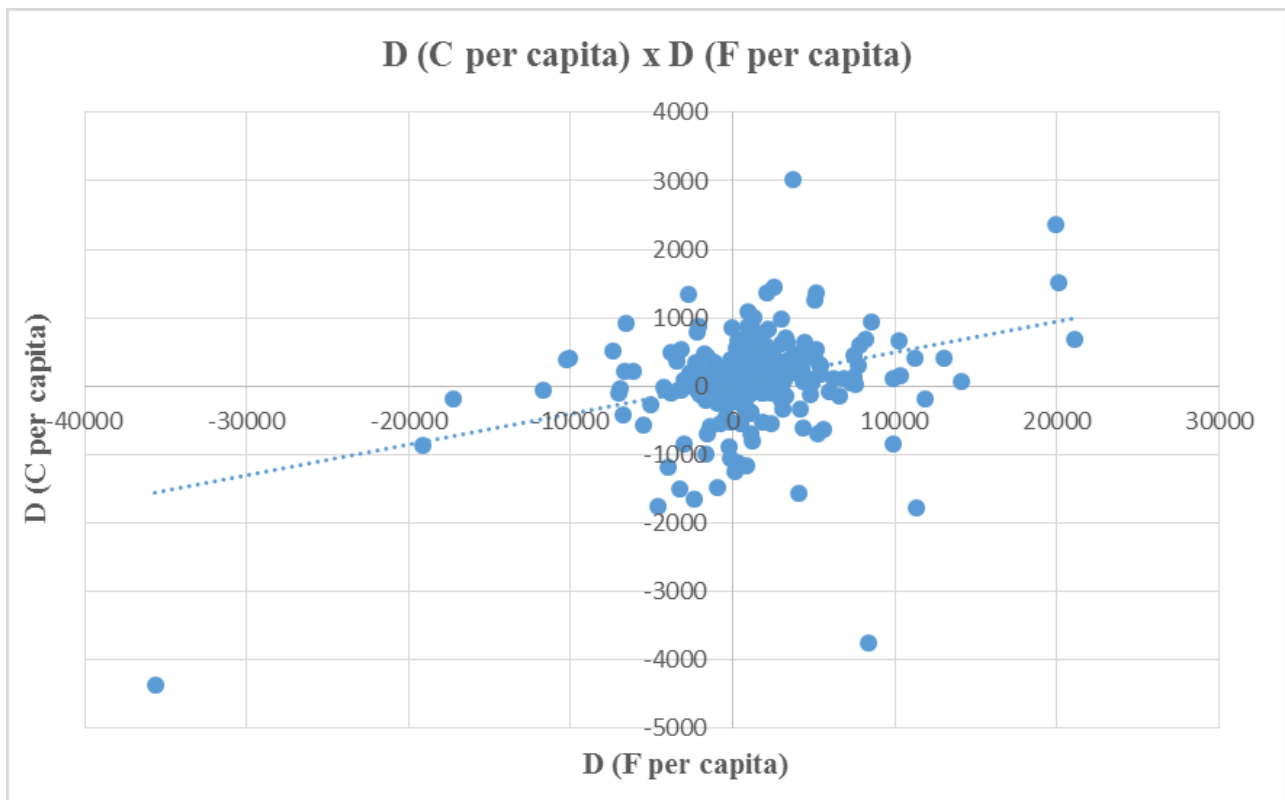
Selitettävä muuttuja				
	ΔC	ΔC	ΔC	ΔC
ΔH	0,100*** ($< 0,001$)	0,116*** ($< 0,001$)	0,088*** ($< 0,001$)	0,095*** ($< 0,001$)
ΔF	0,005** (0,036)	0,010*** ($< 0,001$)	0,008*** (0,002)	0,014*** ($< 0,001$)
ΔY	0,650*** ($< 0,001$)	0,640*** ($< 0,001$)	0,639*** ($< 0,001$)	0,625*** ($< 0,001$)
Maakohtainen kiinteä vaikutus	Ei	Kyllä	Ei	Kyllä
Kiinteä aikavaikutus	Ei	Ei	Kyllä	Kyllä
R^2	0,806	0,829	0,854	0,872
N	281	281	281	281
Autokorrelaatiota AR(1)-testin perusteella	Ei	Ei	Kyllä	Ei
<p>* on tilastollisesti merkitsevä 10 %:n merkitsevyystasolla, ** on tilastollisesti merkitsevä 5 %:n merkitsevyystasolla, *** on tilastollisesti merkitsevä 1 %:n merkitsevyystasolla</p> <p>(Suluissa p-arvot kolmen desimaalin tarkkuudella)</p> <p>Kaikki muuttujat on muutettu per capita -luvuiksi sekä deflatoitu käyttäen kuluttajahintaindeksejä.</p>				

Maakohtaiset trendit huomioivien, maakohtaisten kiinteiden vaikutusten lisäämisellä ei havaita olevan suurta merkitystä saatujen piste-estimaattien suuruuksiin. Maakohtaiset kiinteät vaikutukset sisältävällä differenssimuodon estimointimallilla (55) päädytään noin 11,6 sentin kotitalouksien kulutuksen kasvuun asuntovarallisuuden kasvaessa euron ja yhden sentin kotitalouksien kulutuksen kasvuun finanssivarallisuuden kasvaessa euron. Lisättäessä edelleen kiinteät aikavaikutukset, eli estimoitaessa malli (56), saadaan rajakulutusalttiudeksi asuntovarallisuudelle 9,5 senttiä ja finanssivarallisuudelle 1,4 senttiä. Käytettäessä mallia (54), jossa ei ole sisällytettynä ollenkaan kiinteitä vaikutuksia, saadaan rajakulutusalttiudeksi asuntovarallisuudelle 10 senttiä ja finanssivarallisuudelle 0,5 senttiä.

Differenssimuodon estimoinneista tuloksena saatu positiivinen asuntovarallisuuden kulutusvaikutus käy hyvin ilmi asuntovarallisuuden muutoksen ja kotitalouksien kulutuksen muutoksen välisestä pisteparvikuviosta kuvassa 19. Kuvan 19 perusteella voidaan asuntovarallisuuden muutoksella sanoa olevan melko voimakas positiivinen korrelaatio kotitalouksien kulutuksen muutoksen kanssa. Sen sijaan kuvassa 20 esitetystä finanssivarallisuuden muutoksen ja kotitalouksien kulutuksen muutoksen välisestä pisteparvikuviosta voidaan havaita finanssivarallisuuden muutoksella ja kotitalouksien kulutuksen muutoksella olevan melko pieni, mutta positiivinen korrelaatio. Tarkasteltaessa pisteparvikuviota 19 ja 20, voidaan osaltaan vakuuttua tässä luvussa saatujen estimointitulosten mielekkyydestä, sillä saadut tulokset ovat suunnaltaan ja suuruusluokaltaan muuttujien välisten korrelaatioiden kaltaisia.



KUVA 19. Kotitalouksien kulutuksen muutoksen ja asuntovarallisuuden muutoksen välinen pisteparvikuvi. Kaikki maat ja kaikki vuodet (N = 281). Lähteet: Eurostat (2016a), Eurostat (2016c), Eurostat (2016e) ja Eurostat (2016f).



KUVA 20. Kotitalouksien kulutuksen muutoksen ja finanssivarallisuuden muutoksen välinen pisteparvikuvio. Kaikki maat ja kaikki vuodet (N = 281). Lähteet: Eurostat (2016b), Eurostat (2016c), Eurostat (2016e) ja Eurostat (2016f).

Tässä luvussa esiteltävät rajakulutusalttiuksien estimoinnit nähdään tarpeellisiksi tutkielman kannalta, sillä ne paljastavat kenties vielä estimoituja joustojakin konkreettisemmin malleilla saatavat erilaiset estimointitulokset. Estimointitulosten perusteella voidaan havaita jossain määrin myös malleissa piilevät heikkoudet. Toisinaan eri tutkimuksissa saatujen joustojen vertailu on hankalaa, sillä aineistoissa olevat asunto- ja finanssivarallisuuden suhteet kotitalouksien kulutukseen eroavat merkittävästi, kuten luvussa 4.1. pohdittiin. Pystyäkseen muuttamaan joustot suuntaa antaviksi rajakulutusalttiuksien approksimaatioiksi, tulisikin tuntea tai selvittää riittävässä määrin myös tutkimuksessa käytetty aineisto. Rajakulutusalttiudet sen sijaan ovat paremmin vertailukelpoisia, minkä vuoksi tulosten raportointi rajakulutusalttiuksina helpottaa merkittävästi tutkimustulosten vertailua.

Ennen kaikkea rajakulutusalttiuksista nähdään asuntovarallisuudella olevan hieman finanssivarallisuutta suurempi vaikutus kotitalouksien kulutukseen. Johtopäätöksenä rajakulutusalttiuksista voidaan todeta asuntovarallisuuden euron kasvun kasvattavan kotitalouksien kulutusta aggregaattitasolla pitkällä aikavälillä noin 5–9 senttiä, luotettavimmiksi arvioitujen mallien

tukiessa tarkempaa, noin 5–7 sentin arviota. Lyhyellä aikavälillä asuntovarallisuuden vaikutukseksi kotitalouksien kulutukseen saadaan aavistuksen tätä enemmän, noin 9–12 senttiä. Vastaavasti finanssivarallisuuden euron kasvun voi sanoa tulosten perusteella kasvattavan kotitalouksien kulutusta sekä lyhyellä että pitkällä aikavälillä noin 1–3 senttiä. Hyvin vastaavansuuruisiin arvioihin ovat päätyneet ainakin muun muassa Benjamin ym. (2004, 349–350), joiden Yhdysvaltain aineistolla raportoimat rajakulutusalttiuksien piste-estimaatit olivat finanssivarallisuudelle 2,3 senttiä ja asuntovarallisuudelle 7,9 senttiä.

6.4. Potentiaaliset estimointituloksia selittävät tekijät

Viime vuosikymmenien aikana tehdyissä tutkimuksissa ei ole ollut havaittavissa merkittävää arvioiden tarkentumista, vaikka aineistot ovat tulleet yhä laajemmiksi ja laadukkaammiksi. Tämä voi johtua hyvin pitkälti siitä, että tutkimuksissa on usein estimoitu varallisuuden vaikutus kulutukseen käyttämällä ainoastaan yhtä tai muutamaa parhaaksi katsottua estimointimallia. Eri tutkimuksissa on myös estimoitu varallisuuden vaikutus kulutukseen keskenään hyvin erilaisilla malleilla, mikä on aiheuttanut tutkimustuloksiin merkittävästi hajontaa. Lisäksi tutkimustulosten vertailtavuus kärsii, paitsi niissä käytettyjen erilaisten aineistojen myös estimointimenetelmien eroavaisuuksien takia. Sen sijaan, että kussakin tutkimuksessa pyritäisiin esittämään mahdollisimman tarkka piste-estimaatti mahdollisimman laajalla aineistolla, tulisi myös entistä tarkemmin pohtia, mikä olisi paras tapa estimoida varallisuuden vaikutus kotitalouksien kulutukseen.

Kuten tuloksista havaitaan, käytettävän mallin valinta on tärkeä päätös. Siitä syystä tässä esitetäänkin muutamia ehdotuksia mallin valintaan. Ensinnäkin maakohtaisten ominaispiirteiden on havaittu jo tutkielman kuvailevassa tarkastelussa olevan huomionarvoisia. Maakohtaisten kiinteiden vaikutusten sekä maakohtaisten kiinteiden aikatrendien lisääminen onkin estimoidaessa pienentänyt mallin virhetermien autokorrelaatiota – ja siten oletettavasti autokorrelaation aiheuttamasta estimaattorin tarkentumattomuudesta aiheutuvaa harhaa estimointituloksissa. Maakohtaiset kiinteät vaikutukset myös kaappaavat puuttuvan muuttujan harhan vaikutuksia, mikä pienentää edelleen puuttuvan muuttujan harhaa estimointituloksissa. Maakohtaiset kiinteät vaikutukset ja maakohtaiset kiinteät aikatrendit nähdäänkin hyödylliseksi sisällyttää estimointimalleihin. Tämän lisäksi malli suositellaan tarvittaessa transformoimaan siten, että autokorrelaatio poistuu.

Luvun 6.1. poikkileikkaustarkasteluissa havaittiin, että finanssikriisin aikana jonkin maan kotitalouksien finanssi- tai asuntovarallisuuteen kohdistunut shokki kykenee selittämään hyvin samassa maassa tapahtunutta muutosta kotitalouksien kulutuksessa. Finanssivarallisuuteen kohdistunut shokki kykenee selittämään havaittavaa muutosta kotitalouksien kulutuksessa hieman asuntovarallisuuteen kohdistuvaa shokkia heikommin. Voidaankin pohtia, ovatko maiden kotitaloudet kenties suojautuneet kulutusriskiltä paremmin finanssivarallisuushokkia kuin asuntovarallisuushokkia vastaan.

Voi olla, että finanssivarallisuuden kulutukselle muodostamaa riskiä on jaettu maiden kesken joillakin mekanismeilla. Mikäli kulutusriski on osittain jakautunut maiden välillä, yhden maan kotitalouksien finanssivarallisuuteen kohdistunut shokki vaikuttaa juuri tämän maan kotitalouksien kulutuksen lisäksi jonkin toisen – tai usean muun – maan kotitalouksien kulutukseen. Kulutusriskin voi ajatella jakautuvan maiden välillä esimerkiksi kansainvälisesti linkittyneiden rahoitusmarkkinoiden ansiosta. Rahoitusmarkkinoilla ”ylijääämäisten” kotitalouksien ja pankkien finanssivarallisuutta lainataan tyypillisesti ”alijäämäisille” kotitalouksille ja pankeille. Yhden maan kotitalouksien finanssivarallisuuden muutos voikin näyttäytyä toisessa maassa lainatarjonnan supistumisena tai lisääntymisenä, mikä voi johtaa yksityisen kulutuksen supistumiseen tai kasvamiseen myös siellä. Rahoitusmarkkinoiden linkittyneisyys mahdollisesti suojaa yksittäisiä maita kulutusriskiltä, mutta toisaalta rahoitusmarkkinoiden linkittyneisyys voi aiheuttaa shokin leviämisen maiden välillä. Allenin ja Galen (2000, 24) analyysissä nimenomaan pankkien välisillä talletuksilla on tärkeä rooli finanssikriisin leviämisessä alueiden välillä.

Mistä sekä poikkileikkaus- että paneelitarkasteluissa saatu asuntovarallisuuden voimakas kulutusvaikutus voi johtua? Aggregaattitasolla uskottavalta tuntuva perustelu voimakkaan lyhyen aikavälin asuntovarallisuuden kulutusvaikutuksen taustalla on kahdenlaiset eri elinkaaren vaiheessa olevat kotitaloudet: omistusasujat sekä vuokra-asujat. Asuntovarallisuuden kasvun aiheutuessa pääasiassa asuntohintojen kasvusta, kasvaa vuokralla asujien säästötavoite, jotta he voisivat hankkia omistusasunnon tulevaisuudessa. Lyhyellä aikavälillä säästämisen lisääminen on kuitenkin monille mahdotonta, ja osa vuokra-asujista saattaa jopa vähentää säästämistään huomattaessaan asuntohintojen karanteen tavoittamattomiin. Sen sijaan omistusasujat voivat huoletta kasvattaa kulutustaan nettovarallisuuden kasvun johdosta. Omistusasujien vakuusarvot myös kasvavat asuntohintojen noustessa, mikä Mianin ja Sufin (2011, 2154) mukaan lisää lainanottoa, joka puolestaan edelleen voi kasvattaa kulutusta taloudessa. Tällaiseksi nettovarallisuuden kasvusta aiheutuvaksi säästämisen vähentymiseksi voi arkielämässä ajatella myös joidenkin lykkääntyneiden hankintojen teon,

esimerkiksi lyhennysvapaan turvin. Mikäli tähän perusteluun on uskominen, aggregaattitasolla kulutus kasvaisi ainakin omistusasujilla – ja mahdollisesti myös vuokra-asujilla. (Case ym. 2005 5–6.)

Asuntovarallisuuden lyhyen aikavälin voimakas vaikutus kulutukseen voi johtua juurikin siitä, että lyhyellä aikavälillä vuokra-asujien säästämisen lisääminen voi olla hankalaa, tai jopa mahdotonta. Intuitiivisesti kotitalouksien asuntovarallisuuden lyhyen aikavälin voimakas vaikutus kotitalouksien kulutukseen voi johtua myös siitä, että asuntovarallisuuden muutokset lyhyellä aikavälillä voivat vaikuttaa suhteellisesti kotitalouksien nettovarallisuuteen voimakkaasti suuren velkavivun takia. Havainnollistaen näitä voimakkaita suhteellisia muutoksia, todetaan 10 % nousun asuntojen hinnoissa tarkoittavan 100 % nousua nettovarallisuudessa, asunnon ollessa 90-prosenttisesti rahoitettu velkarahalla, jos kotitaloudella ei ole olemassa muuta varallisuutta. Kotitaloudet voivatkin suhteuttaa kulutustaan voimakkaasti juuri voimakkaan nettovarallisuuden suhteellisen muutoksen takia. Kaiken kaikkiaan asuntovarallisuuden lyhyen aikavälin voimakas vaikutus kulutukseen korostaa Mianin ja Sufinkin (2011, 2155) esittämää näkemystä siitä, että asuminen ja lainanotto tai säästämisen vähentyminen asunnon arvoa vastaan näyttelevät merkittävää roolia makrotaloudellisten vaihteluiden taustalla.

Miksi finanssivarallisuuden vaikutus kotitalouksien kulutukseen on asuntovarallisuuden vaikutusta vähäisempi? Tähän mielenkiintoiseen kysymykseen on olemassa monia mahdollisia selityksiä. On mahdollista, että finanssivarallisuuden omistajat kokevat asuntovarallisuuden omistajia vahvemmin varallisuuden kasaamisen olevan itse tarkoitus, minkä vuoksi sillä ei ole aivan niin suurta vaikutusta kulutukseen. Voi myös olla, että finanssivarallisuuden kasvua ei mielletä pysyväksi, minkä vuoksi kulutusta ei haluta kasvattaa pysyvästi. Myös perinnönjättämisen motiivi voi olla suurempi finanssivarallisuudelle kuin asuntovarallisuudelle, esimerkiksi joidenkin maiden perintöverokäytäntöjen vuoksi. (Case ym. 2005, 5.)

On kuitenkin korostettava myös muutamaa muuta, aiemmin luvuissa 2.3. ja 2.4. mainittua teoriasta kumpuavaa seikkaa, jotka voivat selittää vähäiseksi estimoitua rajakulutusalttiutta finanssivarallisuudelle. Ensinnäkään ikäryhmien koko ei ole vakio, vaan väestörakenteen muutos voi vaikuttaa nettovarallisuuden rakenteeseen taloudessa. Populaation väestörakenteen vaikutus estimointituloksiin on sikäli mielenkiintoinen aihe, että jo Ando ja Modigliani (1963, 56) tekevät oletuksia väestön ikärakenteesta johtaessaan aggregaattikulutusfunktiota. Ando ja Modigliani (1963,

57–58) johtavat aggregaattikulutusfunktion aggregoimalla ensin kaikki yksilöt kunkin ikäryhmän sisällä ja aggregoimalla tämän jälkeen kaikki ikäryhmät.

Yleensä muutokset väestön ikärakenteessa ovat verrattain pieniä. Ajanjaksolla 2000–2015 väestön ikääntyminen on kuitenkin ollut varsin voimakasta: EU-18-maissa väestön mediaani-ikä on kasvanut tarkasteltavan ajanjakson aikana lähes viidellä vuodella (Eurostat 2016g). Väestön ikääntymisen voidaankin teoriassa ajatella muuttavan nettovarallisuuden rakennetta siten, että yhä suurempi osuus nettovarallisuudesta on havaittavissa olevaa varallisuutta inhimillisen pääoman sijaan. Tämä on pääteltävissä yksittäisen agentin elinkaaresta, sillä agentin ikääntyessä hänen inhimillinen pääomansa pienenee, mutta jo olemassa oleva, havaittava, varallisuus kasvaa. Eräs tämän havaittavan varallisuuden kasvun seuraus voi hyvin todennäköisesti olla, että maassa olevan asunto- ja finanssivarallisuuden määrä henkeä kohden kasvaa maan kansalaisten siirtyessä keskimääräisesti lähemmäs eläköitymisikää. Linearisessa regressiomallissa ikääntymisen vaikutus voikin näyttäytyä siten, että varallisuusarvojen ei havaita juurikaan kasvattavan kulutusta eli korrelaatiota muuttujien välillä ei havaita olevan. Onkin mahdollista, että ikääntymisen aiheuttama mekanismi voi jopa saada estimointitulokset alaspäin harhaisiksi.

Vaikka kyse on varsin teoreettisesta pohdiskelusta, on mielenkiintoista pohtia, voiko väestön ikääntyminen kasvattaa varallisuuden kulutusvaikutusta tulevaisuudessa. Mikäli vähäisempi osuus nettovarallisuudesta on tämänhetkisiä tai odotettuja tulevia työtuloja, ja suurempi osuus jo ansaittua varallisuutta, on ehkä mahdollista, että kulutus noudattelee tulevaisuudessa entistä vähemmän työtulojen muutoksia. Tällöin asunto- ja finanssivarallisuuden merkitys suhdannevaihteluiden taustalla voi entisestään kasvaa tulevaisuudessa. On kuitenkin syytä huomioda, että vaikkakin väestön ikärakenteella olisi vaikutusta saatuihin estimointituloksiin, voi väestön ikääntymisen vaikutuksen estimointituloksiin olettaa olevan varsin vähäinen lyhyttä aikaväliä kuvaavissa differenssimuodon estimoinneissa. Vuoden aikana tapahtuneita muutoksia tarkasteltaessa ikääntyminen ei nimittäin oletettavasti ehdi juurikaan vaikuttaa. Differenssimuodossa tehtävät estimoinnit voivatkin tätä taustaa vasten olla varsin luotettavia.

Väestön ikääntymisen lisäksi toinen mahdollinen finanssivarallisuuden asuntovarallisuutta pienempää kulutusvaikutusta selittävä tekijä olisi eittämättä aggregaattikulutusfunktion konkaavisuus. Mahdollista aggregaattikulutusfunktion konkaaviutta nettovarallisuuden suhteen käsiteltiin jonkin verran aiemmin luvussa 2.4.. Syventymättä tässä kohdin sen tarkemmin aggregaattikulutusfunktion muotoa käsittelevään kirjallisuuteen, mainittakoon, että aggregaattikulutusfunktion konkaaviudesta

nettovarallisuuden suhteen puhuvat muun muassa Mian ym. (2013, 1692), Carroll (2001, 33) sekä Carroll ja Kimball (1996, 990).

Aggregaattikulutusfunktion muodon vaikutus saatuihin estimointituloksiin on sikäli mielenkiintoinen aihe, että tutkielman kuvailevassa osiossa aiemmin esitetyn kuvan 7 perusteella todettiin suhteellisesti kotitalouksien asuntovarallisuutta olevan enemmän varallisuuskajaan ”alapäässä”. Kotitalouksien finanssivarallisuutta sen sijaan on suhteellisesti enemmän maissa, joissa on paljon kotitalouksien nettovarallisuutta. Finanssivarallisuuden kasvu siis kasvattaa sekä suhteellisesti että absoluuttisesti enemmän korkean kotitalouksien nettovarallisuuden omaavien maiden kotitalouksien nettovarallisuutta. Ja mikäli aggregaattikulutusfunktio on konkaavi, on näillä korkean kotitalouksien nettovarallisuuden omaavilla mailla matalampi kotitalouksien rajakulutusalttius. Aggregaattikulutusfunktion muodon tutkimista voikin pitää tärkeänä tulevaisuuden tutkimuskohteena, sillä se auttaisi mahdollisesti paremmin ymmärtämään myös varallisuuserien erisuuruisia rajakulutusalttiuksia.

Voi myös olla, että finanssivarallisuus on jakautunut väestössä epätasaisemmin kuin asuntovarallisuus, painottuen enemmän varakkaille kotitalouksille. Finanssivarallisuuden asuntovarallisuutta epätasaisemmalle jakautumiselle on löydettävissä tukea ainakin Wolffin (2016) viimeaikaisesta Yhdysvaltain aineistolla tehdystä varallisuuden jakautumista käsittelevästä tutkimuksesta. Wolffin (2016, 35) laskelmien perusteella varallisuuskajaan ylimmän yhden prosentin varallisuudesta 80,3 % voidaan lukea likvidiin varallisuuteen tai finanssivarallisuuteen, kun kaikilla kotitalouksilla vastaava osuus on 53,5 %.²¹ Wolffin (2016, 35) esittämien tietojen pohjalta voidaankin sanoa tätä alempien varallisuusdesiilien kotitalouksien varallisuuden koostuvan ainakin Yhdysvalloissa huomattavasti suuremmalti osin asunnoista sekä säästetyistä eläkkeistä. Finanssivarallisuuden painottuminen ylempiin varallisuusdesiileihin voi selittää alhaisiksi estimoituja finanssivarallisuuden kulutusvaikutuksia, sillä finanssivarallisuuden kasvu kasvattaa ennen kaikkea entisestään varakkaampien kotitalouksien nettovarallisuutta. Näillä varakkaammilla kotitalouksilla puolestaan rajakulutusalttius on mahdollisesti alhaisempi korkean säästämisasteen vuoksi. Ainakin Yhdysvaltain aineistolla Saez ja Zucman (2016, 564) ovat melko luotettavasti pystyneet osoittamaan varakkaiden ylläpitävän korkeampaa säästämisastetta kuin alempiin varallisuusdesiileihin kuuluvien.

²¹ Likvidiin varallisuuteen ja finanssivarallisuuteen on Wolffin (2016, 35) tutkimuksesta luokiteltu: *Liquid assets (bank deposits, money market funds, and cash surrender value of life insurance), corporate stock, financial securities, mutual funds, and personal trusts* sekä *Unincorporated business equity and other real estate*.

Aggregaattikulutusfunktion konkaavi muoto voi olla tärkeä selittäjä myös maiden välisten ja maiden sisäisten varallisuuserojen selittäjänä. Varakkaiden maiden tai kotitalouksien kuluttaessa mahdollisesti vähävaraisia vähemmän lisävarallisuudestaan, lisääntyy heidän varallisuutensa vähävaraisia enemmän saman lisävarallisuuden myötä. Tämä varakkaiden mahdollisesti ylläpitämä korkeampi säästämisaste kasvattaisikin varallisuuseroja varallisuusarvojen kasvaessa. Tällöin voi olla mahdollista, että varallisuuserot maiden välillä ja maiden sisällä kasvavat, vaikka pääoman tuottoaste ei olisikaan suurempi kuin talouden kasvuaste, kuten Piketty (2015) argumentoi. Toisaalta varallisuuseroja taloudessa ja maiden välillä kaventaa tässä tutkielmassa tarkasteltava, positiiviseksi arvioitu, varallisuuden kulutusvaikutus. Todettakoon vielä, että vaikka aggregaattikulutusfunktio ei olisikaan konkaavi, voi tulokseksi saadulla finanssivarallisuuden asuntovarallisuutta pienemmällä rajakulutusalttiudella olla joka tapauksessa merkitystä finanssi- ja rahapolitiikan kannalta.

Eräs rahapolitiikan kannalta keskeinen näkemys on, että tässä tutkielmassa havaitulla asuntovarallisuuden positiivisella vaikutuksella kulutukseen voidaan arvioida olevan elvyttävän rahapolitiikan tehoa lisäävä vaikutus. Tämä aiheutuu siitä, että löyhien rahoitusolojen on havaittu aiheuttavan asuntolaina- ja asuntohintabuumin taloudessa. Tämä ei kuitenkaan ole ongelmatonta, sillä asuntolaina- ja asuntohintabuumin on havaittu edelleen ennustavan finanssikriisejä. Vaikutusten on havaittu myös tulleen paljon dramaattisemmiksi toisen maailmansodan jälkeen. Tutkimustulosten mukaan liiallinen kotitalouksien velkaantuminen ennen taloustaantumaa pääsääntöisesti lisää talouden epävakautta ja pahentaa talouden taantumia. Viimeaikaiset tiukemman rahapolitiikan puolesta puhuvat tutkimukset velkaantumisen aiheuttamista riskeistä pitäisikin ottaa kenties paremmin huomioon rahapolitiikassa. (Jordà, Schularick & Taylor 2015, 17–18.)

Aiemmin tässä luvussa pohdittiin kotitalouksien olevan mahdollisesti paremmin suojattuja kulutusriskiltä finanssivarallisuusshokkia kuin asuntovarallisuusshokkia vastaan. Shokin iskiessä talouteen, finanssivarallisuutta voi olla helpompi muuntaa kulutukseksi sen hyvän likviditeetin vuoksi. Tällöin kotitalouksien ei tarvitse ehkä yhtä voimakkaasti sopeuttaa kulutustaan laskusuhdanteessa. Tästä johtuen kotitalouksien kulutuksen vaihtelu voi näyttäytyä vähäisempänä kuin mitä se olisi ilman mahdollista finanssivarallisuuden muuntoa kulutukseksi laskusuhdanteessa. Tämänkaltaisen kulutuskäyttäytymisen voisi myös osaltaan selittää vähäiseksi saatua finanssivarallisuuden kulutusvaikutusta estimoinneissa.

Mainittakoon vielä se tosiseikka, että tässä kuudennessa luvussa on estimoitu ns. ”likaiset” varallisuuden kulutusvaikutukset. On mahdollista, että asuntovarallisuuden kulutusvaikutuksen

suuruutta vastaan argumentoidaan sillä perusteella, että kyseessä ei ole ”puhdas” varallisuusvaikutus, vaan muuttujien välisen korrelaation on voinut aiheuttaa esimerkiksi odotukset tuottavuuden kasvusta, kotitalouksien likviditeettirajoitteet tai velkaantuminen. Mikäli kotitalouksien velkaantuminen on tekijä asuntovarallisuuden kulutusvaikutuksen taustalla, voi kuitenkin kysyä, miksi velkaantuminen ei näy myös yhtä voimakkaana finanssivarallisuuden kulutusvaikutuksena? Voi olla, että velkaantuminen selittää jonkin verran nimenomaan asuntovarallisuutta hankkivien ja omistavien kotitalouksien kulutuksen kasvua, sillä lisäähän velanotto jo itsessään lainanhoitomenoja korkojen ja muiden korvauksien muodossa. Kyseessä onkin hyvin monitahoinen ongelma, minkä vuoksi on jatkossa tärkeää pyrkiä selvittämään vaikutuskanavia, joita kautta kotitalouksien varallisuus vaikuttaa kulutukseen taloudessa. Vaikka täsmällisistä vaikutuskanavista ei olisikaan tietoa, on jo itsessään arvokas tieto, että tarkasteltavalla aikavälillä kotitalouksien kulutus on vaihdellut voimakkaasti ja tilastollisesti merkitsevästi yhdessä sekä asunto- että finanssivarallisuuden kanssa.

7. Johtopäätökset

Tämän tutkielman tavoitteena oli yhdistää aiempia empiirisiä tutkimuksia laajempi teoreettinen viitekehys ja kirjallisuuskatsaus kattavaan empiiriseen tarkasteluun. Tutkielmassa pyritään esittämään aihetta käsittelevä teoria ja aiemmat empiiriset tutkimukset systemaattisesti, kattavana sekä luonnollisesti etenevänä kokonaisuutena. Kirjallisuuskatsauksen avulla tutkielmassa pyritään esittämään suuntaa antava konsensusnäkemys asunto- ja finanssivarallisuuden kulutusvaikutuksille. Tutkielman empiirisessä osiossa estimoinnit tehdään montaa eri mallispesifikaatiota käyttäen, jotta eri mallien antamia arvioita varallisuuden kulutusvaikutuksesta voidaan hyödyntää tutkielman tulososassa.

Vastauksena tutkimuskysymykseen löydetään, että niin asunto- kuin finanssivarallisuudella on havaittu olleen tilastollisesti merkitsevä vaikutus kotitalouksien kulutukseen. Finanssikriisin aikana asuntovarallisuuteen kohdistunut shokki kykenee selittämään hieman suuremman osan samalla ajanjaksolla tapahtuneesta kotitalouksien kulutuksen muutoksesta kuin finanssivarallisuuteen kohdistunut shokki. Kansantalouksien tasolla kotitalouksien kulutus on siis oletettavasti paremmin suojattu finanssivarallisuuteen kuin asuntovarallisuuteen kohdistuneita shokkeja vastaan.

Paneelitarkasteluissa havaitaan, että asuntovarallisuuden kasvaessa 100 %, kasvaa kotitalouksien vuotuinen kulutus aggregaattitasolla kaikissa malleissa 2,4–24 %. Tämä vastaa hyvin aiemmista tutkimuksista pääteltyä 0–20 % arviota. Rajakulutusalttiutena edellä mainitun jouston havaitaan vastaavan suurin piirtein 0–12 sentin kotitalouksien vuotuisen kulutuksen kasvua asuntovarallisuuden kasvaessa euron, kun aiemmista tutkimuksista pääteltiin vaikutuksen olevan noin 0–10 senttiä. Myös finanssivarallisuudelle saatava kulutusvaikutus osuu monissa malleissa aiemmista tutkimuksista arvioidulle 0–10 % välille.

Keskeinen tutkielmassa tehtävä havainto on, että kulloinkin käytettävä estimointimalli vaikuttaa ratkaisevasti estimointituloksiin. Monien käytettävien mallien virhetermit ovat autokorreloituneita, mistä johtuen osa tuloksista on oletettavasti jonkin verran harhaisia. Erityisesti autokorrelaatio vaivaa tasomuodossa estimoituja malleja, minkä vuoksi tasomuodon mallien antamista tuloksista ei voida muodostaa kovinkaan tarkkaa pitkän aikavälin arviota. Vertailtaessa mallien keskinäistä paremmuutta, havaitaan maakohtaisten ominaisuuksien huomioimisen parantavan mallien antamien tulosten luotettavuutta. Sekä maakohtaisten kiinteiden vakiotermien että kullekin maalle ominaisten ajassa kiinteiden trendien sisällyttäminen pienentää mallin virhetermissä olevaa autokorrelaatiota,

minkä vuoksi näiden komponenttien sisällyttämistä malliin voi suositella myöhempää tutkimusta ajatellen. Maakohtaisten ominaisuuksien huomioimisen voi myös todeta kaappaavan puuttuvan muuttujan harhan vaikutusta, minkä vuoksi maakohtaiset ominaisuudet huomioivia malleja voidaan pitää luotettavimpina. Myös autokorrelaation korjaamisen, käyttämällä Prais–Winsten-transformoituja malleja, todetaan parantavan mallien antamien tulosten luotettavuutta.

Luotettavimmiksi arvioidut mallit tukevat noin 5–7 sentin kotitalouksien kulutuksen kasvua asuntovarallisuuden kasvaessa euron. Finanssivarallisuuden kasvaessa euron, kasvaa kotitalouksien kulutus hieman vähemmän, vaikutuksen ollessa jotakuinkin 1–3 senttiä. Seulottaessa mallien antamien tulosten joukosta luotettavimmat, päädytäänkin huomattavasti monia aiempia tutkimuksia tarkempaan arvioon. Vaikutusten havaitaan olevan voimakkaita ja tilastollisesti merkitseviä sekä monissa tasomuodon malleissa, Prais–Winsten-menetelmällä estimoiduissa malleissa että differenssimuodon estimoinneissa. Tästä päätelläänkin, että asuntovarallisuuden vaikutus kulutukseen on aiemmin arvioitua voimakkaampi jo lyhyellä aikavälillä. Aikaväliä kasvatettaessa vaikutuksen havaitaan hieman vähenevän, mistä voidaan päätellä kulutuksen sopeutuvan kokonaan jo saman periodin aikana.

Kulutuksen ja asuntovarallisuuden välinen voimakas riippuvuus lyhyellä aikavälillä paljastaa asuntovarallisuudella olevan keskeinen vaikutus lyhyen aikavälin suhdannevaihteluiden taustalla. Sen sijaan pitkällä aikavälillä kotitalouksien käytettävissä olevien tulojen arvioidaan olevan hallitseva kotitalouksien kulutukseen kansantalouden tasolla vaikuttava komponentti. Finanssivarallisuudella olevalle, asuntovarallisuutta pienemmälle, kulutusvaikutukselle on kirjallisuudessa esitetty monia vaihtoehtoisia selityksiä. Tässä tutkielmassa pohditaan kuitenkin väestön keskimääräisellä ikääntymisellä olevan mahdollisesti estimaatteja alentava vaikutus, sillä tarkasteltavalla ajanjaksolla väestö on ikääntynyt historiaan nähden voimakkaasti. Väestön ikääntymisellä on vaikutusta kulutuksen ja varallisuuden rakenteeseen taloudessa, minkä vuoksi väestön ikääntymisen aiheuttamien vaikutusten selvittäminen olisikin mielenkiintoinen jatkotutkimusaihe tulevaisuudessa.

Toinen mielenkiintoinen jatkotutkimusaihe olisi aggregaattikulutusfunktion muodon entistä täsmällisempi selvittäminen. Aggregaattikulutusfunktion mahdollisesti konkaavi muoto voisi selittää nimittäin myös finanssivarallisuuden asuntovarallisuutta pienempää kulutusvaikutusta. Tutkimuksessa havaitaan korkean kotitalouksien nettovarallisuuden omaavissa talouksissa olevan suhteellisesti enemmän kotitalouksien finanssivarallisuutta. Aggregaattikulutusfunktion ollessa

konkaavi, olisi näillä paljon nettovarallisuutta ja suhteellisesti paljon finanssivarallisuutta omaavilla talouksilla tällöin funktiomuodonkin perusteella pienempi rajakulutusalttius.

Vielä loppupäätelmänä todetaan tutkimustulosten tukevan varsin korkeaa asuntovarallisuuden kulutusvaikutusta. Vaikutus on voimakas jo lyhyellä aikavälillä, ja vaikutuksen tiedetään lyhyellä aikavälillä aiheutuvan pääasiassa asuntohintojen muutoksista. Varallisuusarvot henkeä kohden eroavat merkittävästi Euroopan valtioiden välillä. Erityisesti vauraissa maissa, joissa omaisuus on keskittynyt asuntovarallisuuteen, voikin piillä riski, että negatiivinen shokki asuntohinnoissa saa aikaan voimakkaan negatiivisen shokin yksityiseen kulutukseen. Maiden välisestä kulutusriskin jakamisesta johtuen asunto- tai finanssivarallisuuteen kohdistunut negatiivinen shokki voi potentiaalisesti levitä valtioiden välillä.

Taloudessa ja päätöksenteossa on siis kiinnitettävä runsaasti huomiota myös nimellisiin muuttujiin – kuten hintoihin. Asuntohintoihin vaikuttavat muut talouden suureet, joista monet ovat jossain määrin ennustamattomia. Asuntohintojen voimakkaat vaihtelut voivat kuitenkin olla talouden kannalta ongelmallisia, mistä johtuen asuntomarkkinoiden vakaus on yhteiskunnallisesti tavoiteltava päämäärä. Asuntomarkkinoiden vakaudesta hyötyvät lähes poikkeuksetta niin kotitaloudet, yritykset, rahoituslaitokset kuin julkinen sektorikin. Asuntovarallisuuden pysyessä vakaana, pystyvät kotitaloudet suunnittelemaan helpommin kulutuksensa. Kotitalouksien kulutuksen vaihdellessa tällöin vähemmän, myös kansantalous altistuu epätodennäköisemmin haitallisille, voimakkaille lyhyen aikavälin suhdannevaihteluille.

Lähteet

- Allen, F., & Gale, D. (2000). Financial Contagion. *Journal of Political Economy*, 108(1), 1-33.
- Ando, A., & Modigliani, F. (1963). The "life cycle" hypothesis of saving: Aggregate implications and tests. *The American economic review*, 53(1), 55–84.
- Barrell, R., Costantini, M., & Meco, I. (2015). Housing wealth, financial wealth, and consumption: New evidence for Italy and the UK. *International Review of Financial Analysis*, 42, 316–323.
- Benjamin, J. D., Chinloy, P., & Jud, G. D. (2004). Real estate versus financial wealth in consumption. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 29(3), 341–354.
- Bostic, R., Gabriel, S., & Painter, G. (2009). Housing wealth, financial wealth, and consumption: New evidence from micro data. *Regional Science and Urban Economics*, 39(1), 79–89.
- Brown, C., Duncan, G. J., & Stafford, F. P. (1996). Data watch: the panel study of income dynamics. *The Journal of Economic Perspectives*, 10(2), 155–168.
- Browning, M., Gørtz, M., & Leth-Petersen, S. (2013). Housing wealth and consumption: a micro panel study. *The Economic Journal*, 123(568), 401–428.
- Campbell, J. Y. (1996). Understanding risk and return. *Journal of Political Economy*, 104(2), 298–345.
- Campbell, J. Y., & Cocco, J. F. (2007). How do house prices affect consumption? Evidence from micro data. *Journal of monetary Economics*, 54(3), 591–621.
- Canova, F., & Ravn, M. O. (1996). International consumption risk sharing. *International Economic Review*, 37(3), 573–601.
- Carroll, C. D. (2001). A Theory of the Consumption Function, with and without Liquidity Constraints. *The Journal of Economic Perspectives*, 15(3), 23–45.
- Carroll, C. D., & Kimball, M. S. (1996). On the concavity of the consumption function. *Econometrica*, 64(4), 981–992.
- Carroll, C. D., Otsuka, M., & Slacalek, J. (2011). How large are housing and financial wealth effects? A new approach. *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(1), 55–79.

- Carroll, C. D., Slacalek, J., & Tokuoka, K. (2014). The Distribution of wealth and the MPC: implications of new European data. *The American Economic Review*, 104(5), 107–111.
- Case, K. E., & Quigley, J. M. (2008). How housing booms unwind: income effects, wealth effects, and feedbacks through financial markets. *European Journal of Housing Policy*, 8(2), 161–180.
- Case, K. E., Quigley, J. M., & Shiller, R. J. (2013). Wealth Effects Revisited 1975–2012. *Critical Finance Review*, 2(1), 101–128.
- Case, K. E., Quigley, J. M., & Shiller, R. J. (2005). Comparing wealth effects: the stock market versus the housing market. *Advances in macroeconomics*, 5(1), 1–32.
- Case, K. E., Shiller, R. J., & Quigley, J. M. (2001). Comparing Wealth Effects: The Stock Market Versus the Housing Market. *NBER Working Paper*, 8606.
- Chen, J. (2006). Re-evaluating the association between housing wealth and aggregate consumption: New evidence from Sweden. *Journal of Housing Economics*, 15(4), 321–348.
- Claessens, S., Dell’Ariccia, G., Igan, D., & Laeven, L. (2010). Cross-country experiences and policy implications from the global financial crisis. *Economic Policy*, 25(62), 267–293.
- Cochrane, D., & Orcutt, G. H. (1949). Application of least squares regression to relationships containing auto-correlated error terms. *Journal of the American statistical association*, 44(245), 32–61.
- Cochrane, J. H. (1991). A simple test of consumption insurance. *Journal of political economy*, 99(5), 957–976.
- De Bonis, R., & Silvestrini, A. (2012). The effects of financial and real wealth on consumption: new evidence from OECD countries. *Applied Financial Economics*, 22(5), 409–425.
- Doornik, J. A., Hendry, D. F., Arellano, M., & Bond S. (2013). Teoksessa Doornik, J. A., Hendry, D. F. (2013) *PcGive 14 Volume III: Econometric Modelling*. London: Timberlake Consultants, 29–66.
- Dvornak, N., & Kohler, M. (2007). Housing wealth, stock market wealth and consumption: a panel analysis for Australia. *Economic Record*, 83(261), 117–130.
- Engelhardt, G. V. (1996). House prices and home owner saving behavior. *Regional Science and Urban Economics*, 26(3), 313–336.

- Eurostat (2016a). National Accounts: Balance sheets for non-financial assets. Saatavilla: <http://ec.europa.eu/eurostat/web/national-accounts/data/database> . Luettu 14.2.2017.
- Eurostat (2016b). Sector Accounts: Financial balance sheets. Saatavilla: <http://ec.europa.eu/eurostat/web/sector-accounts/data/database> . Luettu 14.2.2017.
- Eurostat (2016c). Sector Accounts: Non-financial transactions. Saatavilla: <http://ec.europa.eu/eurostat/web/sector-accounts/data/database> . Luettu 7.11.2016.
- Eurostat (2016d). National Accounts: GDP and main components (output, expenditure and income). Saatavilla: <http://ec.europa.eu/eurostat/web/national-accounts/data/database> . Luettu 7.11.2016.
- Eurostat (2016e). Harmonised index of consumer prices (HICP). Saatavilla: <http://ec.europa.eu/eurostat/web/hicp/data/database> . Luettu 7.11.2016.
- Eurostat (2016f). Population (Demography, Migration and Projections): Population on 1 January by age and sex. Saatavilla: <http://ec.europa.eu/eurostat/web/population-demography-migration-projections/population-data/database> . Luettu 14.2.2017.
- Eurostat (2016g). Population (Demography, Migration and Projections): Structure indicators. Saatavilla: <http://ec.europa.eu/eurostat/web/population-demography-migration-projections/population-data/database> . Luettu 14.2.2017.
- Friedman, M. (1957). The permanent income hypothesis. Teoksessa Friedman, M. (1957) *A theory of the consumption function*. Princeton: Princeton University Press, 20–37.
- Galí, J. (1990). Finite horizons, life-cycle savings, and time-series evidence on consumption. *Journal of Monetary Economics*, 26(3), 433–452.
- Gan, J. (2010). Housing wealth and consumption growth: Evidence from a large panel of households. *Review of Financial Studies*, 23(6), 2229–2267.
- Greene, W. H. (2012). *Econometric analysis* (7th ed.). New York: Pearson Education.
- Halonen, V. (2012). *Kuinka varallisuuden muutokset näkyvät yksityisessä kulutuksessa? – varallisuusvaikutus Suomessa 1975–2008*. Jyväskylän yliopisto. Kauppakorkeakoulu. Pro gradu - tutkielma.

- Helander, M. (2014). Estimating Wealth Effects on Consumption in Finland. A Cross-Sectional Household Level Data Study. Focus on Housing and Forest Wealth. *Statistics Finland, Working Papers 4/2014*.
- Henderson, J. V., & Ioannides, Y. M. (1983). A model of housing tenure choice. *American Economic Review*, 73(1), 98–113.
- Hsiao, C. (2003). *Analysis of Panel Data* (2nd edition). Cambridge: Cambridge University Press.
- Jaramillo, L., & Chailloux, A. (2015). It's Not All Fiscal: Effects of Income, Fiscal Policy, and Wealth on Private Consumption. *International Monetary Fund, Working paper*, 15/112.
- Jordà, Ò., Schularick, M. H, & Taylor, A. M. (2015). Betting the house. *Journal of International Economics*, 96(1), 2–18.
- Juster, F. T., Lupton, J. P., Smith, J. P., & Stafford, F. (2006). The decline in household saving and the wealth effect. *Review of Economics and statistics*, 88(1), 20–27.
- Kerdrain, C. (2011). How Important is Wealth for Explaining Household Consumption Over the Recent Crisis?: An Empirical Study for the United States, Japan and the Euro Area. *OECD Economics Department Working Papers*, 869, OECD Publishing, Paris.
- Keynes, J. M. (1935). *The general theory of employment interest and money*. Money. San Diego/ New York/London: Harvest/HBJ.
- Kishor, N. K. (2007). Does Consumption Respond More to Housing Wealth Than to Financial Market Wealth? If So, Why? *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 35(4), 427–448.
- Kotlikoff, L. J., & Summers, L. H. (1981). The Role of Intergenerational Transfers in Aggregate Capital Accumulation. *Journal of Political Economy*, 89(4), 706–732.
- Lehnert, A. (2004). Housing, consumption, and credit constraints. *FEDS Working Paper*, 2004-63.
- Lettau, M., & Ludvigson, S. (2001). Consumption, aggregate wealth, and expected stock returns. *The Journal of Finance*, 56(3), 815–849.
- Levin, L. (1998). Are assets fungible?: Testing the behavioral theory of life-cycle savings. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 36(1), 59–83.

- Ludwig, A., & Sløk, T. (2004). The relationship between stock prices, house prices and consumption in OECD countries. *Topics in Macroeconomics*, 4(1), Article 4.
- Lustig, H., & Van Nieuwerburgh, S. (2010). How much does household collateral constrain regional risk sharing?. *Review of Economic Dynamics*, 13(2), 265–294.
- Mian, A., Rao, K., & Sufi, A. (2013). Household balance sheets, consumption, and the economic slump. *The Quarterly Journal of Economics*, 128(4), 1687–1726.
- Mian, A., & Sufi, A. (2016). Who Bears the Cost of Recessions? The Role of House Prices and Household Debt. *NBER Working Paper*, 22256.
- Mian, A., & Sufi, A. (2015). *House of debt: How they (and you) caused the Great Recession, and how we can prevent it from happening again*. Chicago: Chicago University Press.
- Mian, A., & Sufi, A. (2011). House prices, home equity–based borrowing, and the us household leverage crisis. *The American Economic Review*, 101(5), 2132–2156.
- Modigliani, F., & Brumberg R. (1954). Utility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data. Teoksessa Kurihara, K. K. (toim.) *Post Keynesian Economics*. New Brunswick, NJ: Rutgers University Press, 388–436.
- OECD (2016). *Household net worth (indicator)*. <https://data.oecd.org/hha/household-net-worth.htm#indicator-chart> . Luettu 24.10.2016.
- OECD (2015). *National Accounts at a Glance 2015*. Paris: OECD Publishing. Saatavilla: http://dx.doi.org/10.1787/na_glance-2015-en . Luettu 24.10.2016.
- OECD (2014). *OECD Factbook 2014: Economic, Environmental and Social Statistics*. Paris: OECD Publishing. Saatavilla: <http://dx.doi.org/10.1787/factbook-2014-en> . Luettu 24.10.2016.
- OECD (2011). *National Accounts at a Glance 2011*. Paris: OECD Publishing. Saatavilla: http://dx.doi.org/10.1787/na_glance-2011-en . Luettu 24.10.2016.
- OECD (2010). *National Accounts at a Glance 2009*. Paris: OECD Publishing. Saatavilla: <http://dx.doi.org/10.1787/9789264067981-en> . Luettu 24.10.2016.

- Oikarinen, E. (2011). Asuntohintojen kansantaloudelliset vaikutukset. *Kansantaloudellinen aikakauskirja*, 107(2), 128–149.
- Paiella, M. (2007). Does wealth affect consumption? Evidence for Italy. *Journal of Macroeconomics*, 29(1), 189–205.
- Peltonen, T. A., Sousa, R. M., & Vansteenkiste, I. S. (2012). Wealth effects in emerging market economies. *International Review of Economics & Finance*, 24, 155–166.
- Phang, S. Y. (2004). House prices and aggregate consumption: do they move together? Evidence from Singapore. *Journal of Housing Economics*, 13(2), 101–119.
- Piketty, T. (2015). About capital in the twenty-first century. *The American Economic Review*, 105(5), 48–53.
- Poterba, J. M. (2000). Stock market wealth and consumption. *The Journal of Economic Perspectives*, 14(2), 99–118.
- Prais, S. J., & Winsten, C. B. (1954). Trend estimators and serial correlation. *Cowles Commission discussion paper*, 383, 1–26.
- Saez, E., & Zucman, G. (2016). Wealth inequality in the United States since 1913: Evidence from capitalized income tax data. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(2), 519–578.
- Salo, P. 2009. *Asuntojen hintojen muutosten vaikutus kotitalouksien kulutukseen*. Helsingin kauppakorkeakoulu. Kansantaloustieteen laitos. Pro gradu -tutkielma.
- Shefrin, H. M., & Thaler, R. H. (1988). The behavioral life-cycle hypothesis. *Economic inquiry*, 26(4), 609–643.
- Sierminska, E., & Takhtamanova, Y. (2007). Wealth Effects out of Financial and Housing Wealth: Cross Country and Age Group Comparison. *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper Series*, 2007-01.
- Sinai, T., & Souleles, N. S. (2005). Owner-Occupied Housing as a Hedge against Rent Risk. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(2), 763–789.
- Skinner, J. S. (1996). Is housing wealth a sideshow? Teoksessa *Advances in the Economics of Aging*. Chicago: University of Chicago Press, 241–272.

- Skudelny, F. (2009). Euro area private consumption: Is there a role for housing wealth effects. *European Central Bank Working Paper Series*, 1057.
- Slacalek, J. (2009). What Drives Personal Consumption? The Role of Housing and Financial Wealth? *European Central Bank Working Paper Series*, 1117.
- Sousa, R. (2009). Wealth effects on consumption: evidence from the euro area. *European Central Bank Working Paper Series*, 1050.
- Verbeek, M. (2004). *A guide to modern econometrics* (2nd ed.). West Sussex, England: John Wiley & Sons.
- White, H. (1980). A heteroskedastic-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817–838.
- Wolff, E. N. (2016). Household Wealth Trends in the United States, 1962 to 2013: What Happened over the Great Recession?. *RSF: The Russell Sage Foundation Journal of the Social Sciences*, 2(6), 24–43.
- Zeldes, S. P. (1989). Optimal consumption with stochastic income: Deviations from certainty equivalence. *The Quarterly Journal of Economics*, 104(2), 275–298.

Liitteet

Liite 1. OECD:n vertailuaineiston lähteet

Muuttuja:	Lähde:	Saatavilla:	Ladattu:
Kotitalouksien nettovarallisuus, OECD	OECD (2015), <i>National Accounts at a Glance 2015</i> , OECD Publishing, Paris. & OECD (2016), Household net worth (indicator).	http://dx.doi.org/10.1787/na_gl_ance-2015-en	24.10.2016
		https://data.oecd.org/hha/household-net-worth.htm#indicator-chart	24.10.2016
Kotitalouksien velka, OECD	OECD (2015), <i>National Accounts at a Glance 2015</i> , OECD Publishing, Paris.	http://dx.doi.org/10.1787/na_gl_ance-2015-en	24.10.2016
Rahoitusvarallisuus, OECD	OECD (2015), <i>National Accounts at a Glance 2015</i> , OECD Publishing, Paris.	http://dx.doi.org/10.1787/na_gl_ance-2015-en	24.10.2016
Kotitalouksien Ei-finanssivarallisuus (Asuntovarallisuus eriteltynä), OECD	OECD (2015), <i>National Accounts at a Glance 2015</i> , OECD Publishing, Paris.	http://dx.doi.org/10.1787/na_gl_ance-2015-en	24.10.2016
	OECD (2011), <i>National Accounts at a Glance 2011</i> , OECD Publishing, Paris.	http://dx.doi.org/10.1787/na_gl_ance-2011-en	24.10.2016
	OECD (2010), <i>National Accounts at a Glance 2009</i> , OECD Publishing, Paris.	http://dx.doi.org/10.1787/9789264067981-en	24.10.2016

Liite 2. Aineiston muuttujien lähdetiedot

Muuttuja:	Lähde:	Saatavilla:	Ladattu:
Asuntovarallisuus [kotitaloudet ja kotitalouksia palvelevat voittoa tavoittelemattomat yhteisöt (Non-profit institutions serving households, NPISH)]	Eurostat (2016a) National Accounts: Balance sheets for non-financial assets.	http://ec.europa.eu/eurostat/web/national-accounts/data/database	14.2.2017
Finanssivarallisuus (Non-profit institutions serving households, NPISH)	Eurostat (2016b) Sector Accounts: Financial balance sheets.	http://ec.europa.eu/eurostat/web/sector-accounts/data/database	14.2.2017
Kotitalouksien velka (Non-profit institutions serving households, NPISH)	Eurostat (2016b) Sector Accounts: Financial balance sheets.	http://ec.europa.eu/eurostat/web/sector-accounts/data/database	14.2.2017
Kotitalouksien oikaistu käytettävissä oleva nettotulo (Adjusted disposable income, net)	Eurostat (2016c). Sector Accounts: Non-financial transactions.	http://ec.europa.eu/eurostat/web/sector-accounts/data/database	14.2.2017
Kotitalouksien kulutus (Final consumption expenditure. Non-profit institutions serving households, NPISH)	Eurostat (2016c). Sector Accounts: Non-financial transactions.	http://ec.europa.eu/eurostat/web/sector-accounts/data/database	7.11.2016
Bruttokansantuotteet	Eurostat (2016d). National Accounts: GDP and main components (output, expenditure and income).	http://ec.europa.eu/eurostat/web/national-accounts/data/database	7.11.2016
Kuluttajahintaindeksi (Harmonised index of consumer prices, HICP (2015 = 100) - annual data)	Eurostat (2016e). Harmonised index of consumer prices (HICP).	http://ec.europa.eu/eurostat/web/hicp/data/database	7.11.2016
Väestön määrä	Eurostat (2016f). Population (Demography, Migration and Projections): Population on 1 January by age and sex.	http://ec.europa.eu/eurostat/web/population-demography-migration-projections/population-data/database	14.2.2017
Väestön mediaani-ikä	Eurostat (2016g). Population (Demography, Migration and Projections): Structure indicators.	http://ec.europa.eu/eurostat/web/population-demography-migration-projections/population-data/database	14.2.2017